

FRANCISCO CARLOS DA CUNHA CASSUCE

**A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO  
NO VALOR DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS,  
NA ÓTICA DA ABORDAGEM DAS ELASTICIDADES**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Magister Scientiae”.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS - BRASIL  
2004

FRANCISCO CARLOS DA CUNHA CASSUCE

**A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO  
NO VALOR DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS,  
NA ÓTICA DA ABORDAGEM DAS ELASTICIDADES**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Magister Scientiae”.

APROVADA: 21 de dezembro de 2004.

---

Orlando Monteiro da Silva

---

Suely de Fátima Ramos Silveira

---

Viviani Silva Lírio

---

Antônio Carvalho Campos  
(Conselheiro)

---

Maurinho Luiz dos Santos  
(Orientador)

## **AGRADECIMENTO**

A Deus e a Nossa Senhora Aparecida, de quem sou devoto e agradecido por tudo de bom que tenha ocorrido em minha vida.

A meus pais, Fátima e Carlito, e à minha irmã, Déborah.

À Fernanda, que esteve sempre comigo nos momentos bons e ruins, dando-me equilíbrio e serenidade.

A toda minha família, especialmente a meus tios e primos.

Ao meu orientador, Maurinho, pela confiança e paciência dispensadas.

A todos os funcionários do Departamento de Economia Rural, especialmente a Cida, pelo carinho, atenção e compreensão para com os alunos.

Finalmente, a todos os meus colegas que estiveram comigo durante esse período, compartilhando momentos de tensão ou de alegria.

## **BIOGRAFIA**

FRANCISCO CARLOS DA CUNHA CASSUCE, filho de Carlito Medeiros Cassuce e Fátima Custódia da Cunha Cassuce, nasceu em Ponte Nova, Minas Gerais, Brasil, em 12 de maio de 1978.

Em 1998, ingressou no curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Viçosa (UFV), onde se formou em setembro de 2002.

Em fevereiro de 2003, iniciou o curso de Mestrado em Economia Aplicada no Departamento de Economia Rural da UFV. Em maio de 2004, tornou-se professor substituto do Departamento de Economia da UFV, ao mesmo tempo que concluiu o curso de Mestrado. Em 2005, ingressou no curso de Doutorado em Economia Aplicada na mesma instituição.

## ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS .....	vii
LISTA DE FIGURAS .....	xi
RESUMO .....	xiii
ABSTRACT .....	xv
1. INTRODUÇÃO .....	1
1.1. Considerações iniciais .....	1
1.2. O problema e sua importância .....	7
1.3. Objetivos .....	9
1.3.1. Objetivo geral .....	9
1.3.2. Objetivos específicos .....	9
2. PANORAMA MUNDIAL DOS PRODUTOS ANALISADOS .....	11
2.1. Mercado mundial de carne bovina .....	11
2.2. Mercado mundial de carne suína .....	15
2.3. Mercado mundial de carne de frango .....	18

	Página
2.4. Mercado mundial de soja em grão .....	21
2.5. Mercado mundial de café .....	25
2.6. Mercado mundial de açúcar .....	28
2.7. Mercado mundial de suco de laranja .....	30
3. METODOLOGIA .....	34
3.1. Modelo teórico .....	34
3.2. Modelo empírico .....	38
3.2.1. Teste de raiz unitária .....	44
3.2.2. Co-integração .....	46
3.2.3. Teste do multiplicador de Lagrange .....	48
3.3. Fonte de dados .....	50
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	51
4.1. Análise de estacionariedade, co-integração e autocorrelação das variáveis .....	51
4.2. Análise econômica dos modelos estimados .....	55
4.2.1. Análise dos modelos de oferta de exportação brasileira e demanda de importação mundial .....	55
4.2.2. Análise das elasticidades de oferta de divisas .....	67
4.3. Efeito da taxa de câmbio, preço de exportação e renda externa no valor das exportações brasileiras .....	70
4.3.1. Relação renda externa e valor exportado .....	70
4.3.2. Relação taxa de câmbio e valor exportado .....	74
4.3.3. Relação preço de exportação e valor exportado .....	79
5. RESUMO E CONCLUSÕES .....	86
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	88

	Página
APÊNDICES .....	92
APÊNDICE A .....	93
APÊNDICE B .....	102

## LISTA DE TABELAS

		Página
1	Saldo do balanço de pagamento brasileiro, no período de 1961 a 1990 (US\$ milhões) .....	5
2	Produção mundial de carne bovina (milhares de cabeça) .....	12
3	Exportações mundiais de carne bovina (mil toneladas equivalente carcaça) .....	12
4	Importação mundial de carne bovina (mil toneladas equivalente carcaça) .....	13
5	Consumo per capita de carne bovina (kg/pessoa/ano) .....	14
6	Exportações mundiais de carne suína (mil toneladas equivalente carcaça) .....	16
7	Rebanho mundial de suínos (mil cabeças) .....	16
8	Importações mundiais de carne suína (mil toneladas equivalente carcaça) .....	17
9	Consumo per capita mundial de carne suína (kg/pessoa/ano)	18
10	Produção mundial de carne de frango (mil toneladas) .....	19
11	Exportação mundial de carne de frango (mil toneladas) .....	19
12	Importação mundial de carne de frango (mil toneladas) .....	20

	Página
13	Consumo mundial de carne de frango (kg/pessoa/ano) ..... 21
14	Participação percentual das exportações globais de soja em grão ..... 22
15	Produção mundial de soja (mil toneladas métricas) ..... 23
16	Exportação mundial de soja (mil toneladas métricas) ..... 23
17	Importação mundial de soja (mil toneladas métricas) ..... 23
18	Consumo mundial de soja (mil toneladas métricas) ..... 24
19	Produção mundial de café (mil sacas de 60 kg) ..... 25
20	Exportações mundiais de café (mil sacas de 60 kg) ..... 26
21	Importação mundial de café (mil sacas de 60 kg) ..... 27
22	Consumo mundial de café (mil sacas de 60 kg) ..... 27
23	Principais países produtores de açúcar (mil toneladas métricas) ..... 28
24	Principais países exportadores de açúcar (mil toneladas métricas) ..... 29
25	Principais países importadores de açúcar (mil toneladas métricas) ..... 29
26	Principais países consumidores de açúcar (mil toneladas métricas) ..... 30
27	Principais países produtores de suco de laranja no mundo (toneladas métricas) ..... 31
28	Principais países exportadores de suco de laranja no mundo (toneladas métricas) ..... 31
29	Principais países importadores de suco de laranja no mundo (toneladas métricas) ..... 32
30	Principais países consumidores de suco de laranja no mundo (toneladas métricas) ..... 32
31	Resultado do teste ADF para raiz unitária, que testa a estacionariedade das séries para cada produto em questão ..... 52

	Página
32	Resumo dos testes estatísticos e determinação da metodologia utilizada ..... 54
33	Estimativa das relações contemporâneas de quantidade exportada de carne bovina ..... 55
34	Estimativa das relações contemporâneas para quantidade importada de carne bovina brasileira pelo resto do mundo ..... 57
35	Estimativa das relações contemporâneas para quantidade exportada de carne suína pelo Brasil ..... 58
36	Equação de co-integração, estimada a partir de um modelo VAR, para demanda mundial de importação de carne suína, representado na forma de um modelo de correção de erros vetorial ..... 58
37	Equação de co-integração, estimada a partir de um modelo VAR, para oferta de exportação de carne de frango brasileira, representado na forma de um modelo de correção de erros vetorial ..... 59
38	Equação de co-integração, estimada a partir de um modelo VAR, para demanda mundial de importação de carne de frango, representado na forma de um modelo de correção de erros vetorial ..... 60
39	Estimativa das relações contemporâneas da quantidade exportada de soja em grão pelo Brasil ..... 61
40	Estimativa das relações contemporâneas da quantidade mundial importada de soja em grão ..... 61
41	Estimativa das relações contemporâneas de quantidade brasileira exportada de café..... 62
42	Estimativa das relações contemporâneas de quantidade importada de café pelo resto do mundo ..... 63
43	Equação de co-integração, estimada a partir de um modelo VAR, para oferta de exportação de carne de frango brasileira, representado na forma de um modelo de correção de erros vetorial ..... 65
44	Equação de co-integração, estimada a partir de um modelo VAR, para demanda mundial de importação açúcar, representado na forma de um modelo de correção de erros vetorial ..... 65

		Página
45	Estimativa das relações contemporâneas de quantidade brasileira exportada de suco de laranja .....	66
46	Estimativa das relações contemporâneas de quantidade importada de suco de laranja pelo resto do mundo .....	67
47	Influência da desvalorização cambial no valor exportado das mercadorias, em moeda estrangeira .....	70
1A	Teste de Akaike (AIC), Schwartz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ) para determinar o número de defasagens dos modelos .	93
2A	Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para detectar presença de autocorrelação nos modelos .....	96
3A	Teste Johansen-Juselius para co-integração .....	98

## LISTA DE FIGURAS

	Página
1	Deslocamento na curva de oferta de exportação do bem Y, após desvalorização no câmbio ..... 35
2	Resposta do valor das exportações de carne bovina a choques na renda externa ..... 71
3	Resposta do valor das exportações de carne suína a choques de um desvio-padrão na renda externa ..... 71
4	Resposta do valor das exportações de carne de frango a choques de um desvio-padrão na renda externa ..... 72
5	Resposta do valor das exportações de soja a choques na renda externa ..... 72
6	Resposta do valor das exportações brasileiras de café a choques na renda externa ..... 73
7	Resposta do valor das exportações de açúcar a choques na renda externa ..... 74
8	Influência da renda externa no valor das exportações brasileiras de suco de laranja ..... 74
9	Resposta do valor das exportações de carne bovina a choques na taxa de câmbio ..... 75

	Página
10	Resposta do valor das exportações de carne suína a choques na taxa de câmbio ..... 75
11	Resposta do valor das exportações de carne de frango a choques na taxa de câmbio ..... 76
12	Resposta do valor das exportações de soja a choques na taxa de câmbio ..... 77
13	Resposta do valor das exportações brasileiras de café a choques na taxa de câmbio ..... 77
14	Resposta do valor das exportações de açúcar a choques na taxa de câmbio ..... 78
15	Influência da taxa de câmbio no valor das exportações brasileiras de suco de laranja ..... 79
16	Resposta do valor das exportações de carne bovina a choques no preço de exportação ..... 79
17	Resposta do valor das exportações de carne suína a choques de um desvio-padrão no preço de exportação ..... 80
18	Resposta do valor das exportações de carne de frango a choques no preço de exportação ..... 80
19	Resposta do valor das exportações de soja a choques no preço de exportação ..... 81
20	Resposta do valor das exportações de café no preço de exportação ..... 82
21	Resposta do valor das exportações de açúcar a choques no preço de exportação ..... 82
22	Influência do preço de exportação no valor das exportações brasileiras de suco de laranja ..... 83

## RESUMO

CASSUCE, Francisco Carlos da Cunha, M.S., Universidade Federal de Viçosa, dezembro de 2004. **A influência da taxa de câmbio no valor das exportações brasileiras, na ótica da abordagem das elasticidades.** Orientador: Maurinho Luiz dos Santos. Conselheiros: Antônio Carvalho Campos e João Eustáquio de Lima.

O Brasil, ao longo da história, tem enfrentado sérios problemas relativos à balança comercial e de serviços, os quais, na maioria das vezes, eram contornados pela desvalorização da moeda. Este trabalho, apoiado na teoria da Abordagem das Elasticidades, objetivou mostrar a influência da desvalorização cambial no valor das exportações brasileiras. Para isso, utilizaram-se os modelos SVAR e VEC para calcular as elasticidades de oferta de divisas, determinando se desvalorizações na moeda aumentariam ou reduziriam o valor exportado das mercadorias brasileiras. Dos sete produtos analisados, quatro apresentaram elasticidade de oferta de divisas menor que 1, o que indica que desvalorizações cambiais reduziriam o valor exportado desses produtos, e três apresentaram elasticidade maior que 1. Esse resultado indica que políticas de desvalorização cambial nem sempre são mais adequadas para tentar eliminar o déficit na balança comercial. Neste trabalho, verificou-se também que variáveis importantes para determinar o valor exportado, como a renda externa, não apresentaram os sinais esperados, o que mostra que

barreiras fitossanitárias, dentre outras, podem ser mais importantes, para determinar a quantidade exportada e importada do que renda externa, taxa de câmbio e preço de exportação.

## ABSTRACT

CASSUCE, Francisco Carlos da Cunha, M.S., Universidade Federal de Viçosa, December 2004. **The influence of exchange rate on the value of Brazilian exports upon the elasticity approach view.** Adviser: Maurinho Luiz dos Santos. Committee Members: Antônio Carvalho Campos and João Eustáquio de Lima.

Brazil, throughout its history, has faced serious relative problems on Trade and Service Balances, which, often were turned by currency depreciation. This research, supported by the Elasticities Approach Theory, aimed to identify the influence of currency depreciation on the value of Brazilian exports. SVAR and VEC models were used to calculate the supply elasticities of foreign currency, determining if depreciations would increase or reduce the exported value of Brazilian products. Among seven analyzed products, four had presented supply elasticity lesser than 1, what indicates that depreciations would reduce the exported value of these products, and three had presented elasticity values bigger than 1. This result indicates that exchange rate policies based on depreciations are not the best attempt to eliminate the Trade Balance deficit. It was also verified that important variables in determining the exported value and the external income, did not present the expected signals. This outcome shows that phito-sanitary barriers, among others factors, must be more important than

external income, exchange rate and export price, in determining exported and imported amounts.

# 1. INTRODUÇÃO

## 1.1. Considerações iniciais

Todas as comercializações no mercado mundial dependem da conversibilidade de moedas nacionais em estrangeiras, a qual é determinada pela política cambial. Como será especificado adiante, tal relação é de suma importância para determinar o saldo do balanço de pagamentos e a paridade do poder de compra do país em questão.

Problemas relacionados com o câmbio e com regimes cambiais, ao longo da história brasileira, foram freqüentes na pauta de discussão do governo. Esses problemas, por sua vez, apresentam-se estreitamente relacionados com o trabalho em questão, tornando-se necessário, a partir daí, uma breve apresentação histórica da política cambial no Brasil, especificamente no período de 1960 a 2002, que é analisado neste trabalho.

Segundo FRANCO (2004a), de 1929 a 1970, o Brasil valeu-se de várias políticas e artifícios cambiais, como

taxas oficiais fixas, monopólio cambial para o Banco do Brasil com câmbio negro tolerado, câmbios múltiplos com quotas ou leilões, registro para entradas, impostos sobre operações de câmbio, limites a certas operações, depósitos prévios, prazos mínimos ou máximos e indexação cambial no oficial.

Para FRANCO (2004b), o câmbio é um dos preços mais importantes da economia, visto que influencia variáveis como taxa de inflação, na medida em que desvalorizações cambiais encarecem as importações e acabam por

e elevar os preços dos produtos que têm como base insumos importados, e taxa de desemprego, ao passo que desvalorizações cambiais elevam as exportações e, conseqüentemente, influenciam positivamente a redução do desemprego. Contudo, as políticas cambiais citadas anteriormente eram utilizadas pelo governo, num primeiro momento, para beneficiar os barões do café, no período em que este era um dos principais produtos da economia brasileira e, num segundo momento, eram determinadas pelos interesses da indústria brasileira, o que aconteceu nas décadas de 60 e 70.

Segundo BAER (2003), essas políticas tinham o objetivo principal de auxiliar o processo de substituição de importação. É interessante destacar, na tentativa de ilustrar algumas políticas citadas, que, no início do ano de 1961, prevaleceu o sistema de câmbio de custos, no qual se encontrava taxa diferenciada para importações e exportações e, na primeira, uma subdivisão entre importações de produtos essenciais e não-essenciais.

De acordo com AZEVEDO (2002), a partir de 1967, o governo despendeu esforços para promover o crescimento econômico. Com vistas em atingir a nova meta, alterou significativamente a política econômica em 1968. Medidas que incluíam créditos a baixo custo, isenções fiscais, desburocratização e promoção dos produtos brasileiros no exterior foram algumas das políticas que beneficiaram o setor exportador. Além disto, em 27 de agosto de 1968, o governo desvalorizou a moeda em 13,5% e, a partir daí, iniciou uma política de minidesvalorizações cambiais, até 1979. Aliado a essas políticas internas, o crescimento da renda mundial, no período 1968/73, contribuiu para elevação das exportações brasileiras<sup>1</sup>. O impacto positivo dessas políticas foi notado pela diversificação da pauta de exportação brasileira, que passou a integrar maior gama de produtos manufaturados. Outras políticas que objetivavam atrair o capital estrangeiro foram adotadas<sup>2</sup>, com vistas no financiamento do processo de substituição de importação.

De acordo com Lago (1990), citado por AZEVEDO (2002), nesse mesmo período, houve considerável avanço nas exportações. Porém, o

---

<sup>1</sup> A renda mundial cresceu a uma taxa de 5,5% ao ano, no período de 1969 a 1973, juntamente com as exportações brasileiras, que avançaram de US\$ 1.654 milhão, em 1967, para US\$ 6.199 milhões, em 1973.

<sup>2</sup> Maiores detalhes, ver BACHA (1976).

crescimento significativo do país, sobretudo durante o milagre econômico, causou expressivo aumento nas importações brasileiras. Durante todo o período, a balança comercial manteve-se equilibrada; apresentou saldo positivo, de 1967 a 1970; passou a negativa em 1971 e 1972; e equilibrou-se, novamente, em 1973. Há de se destacar o aumento da participação do país no comércio mundial, a qual passou de 0,88%, em 1967/68, para 1,2%, em 1972/73.

No ano de 1971, o mundo começou a abrir mão de políticas cambiais. Em 1973, a crise do petróleo deu início à queda da oferta de crédito externo, o que colocou o país ainda mais dependente das exportações<sup>3</sup>. Contudo, o Brasil teve de esperar o final da crise desencadeada pela dívida externa, nos anos 80, e viu-se obrigado a manter políticas de controle do câmbio.

Em 1979, a paridade cambial deixou de ser compensada pelos subsídios concedidos aos exportadores e houve enorme pressão para que o governo desvalorizasse o câmbio, o que foi feito em dezembro de 1979, quando este foi desvalorizado em 30%. Na primeira metade dos anos 80, estourou a segunda crise do petróleo, e o mundo vivenciou brusca queda na produção e no comércio. Ao mesmo tempo, o país começou a apresentar desequilíbrios negativos na balança de pagamentos.

Após 1982, a situação piorou e o governo sentiu ainda mais a necessidade de gerar divisas para cobrir os déficits no balanço de pagamentos. A única alternativa plausível no momento foi expandir o comércio exterior. De 1979 a 1985, a política cambial do governo, sustentada em minidesvalorizações, foi totalmente voltada para a busca de divisas, via comércio exterior.

De acordo com BAER (2003), na segunda metade da década de 80, o país apresentou bons resultados na balança comercial, principalmente em razão da política cambial adotada anteriormente e do controle das importações. A Tabela 1 apresenta os valores das exportações e importações brasileiras, de 1961 a 1990, assim como o saldo na balança comercial, conta corrente e saldo total do balanço de pagamentos, ilustrando o que foi dito até aqui. Nesse período, a inflação foi a principal preocupação do governo brasileiro. Segundo

---

<sup>3</sup> Para maiores detalhes, ver BAER (1996).

GIAMBIAGI e ALÉM (1999), essa preocupação resultou em diversos planos de estabilização monetária, como o Plano Cruzado, implementado em 28 de fevereiro de 1986, que apresentava, dentre outras medidas, a reforma monetária com a transformação da moeda de Cruzeiro para Cruzado, juntamente com a eliminação da correção monetária dessa moeda e o congelamento de salários, de preços e da taxa de câmbio.

Segundo MARIN e WAQUIL (2002), o período do Plano Cruzado coexistiu com uma taxa de câmbio fixa, uma taxa no paralelo, que realizava a cobrança de um ágio. Houve desvalorização dessa taxa paralela, enquanto a oficial se tornava cada vez mais valorizada. Isso gerou déficits no balanço de pagamentos e piorou a situação do país, levando ao Plano Bresser, no início de 1987, o qual manteve os preços congelados por três meses e operou desvalorizações na moeda. No fim desse período, a inflação era maior que a observada anteriormente ao Plano Cruzado.

Em 15 de janeiro de 1989, foi implementado o Plano Verão, na tentativa de impedir uma hiperinflação. Dentre outras medidas, como congelamento de preços e reforma monetária, este plano teve como meta efetuar maxidesvalorizações na taxa de câmbio.

No início dos anos 90, foi implantado, também com o objetivo de controlar a inflação, o Plano Collor, que também objetivava reformar o setor público por meio de reformas tributárias, fiscal e administrativa e promover a privatização de empresas estatais. Com o objetivo de reduzir a inflação e financiar o setor público mediante moratória da dívida interna, efetuou-se o congelamento de 80% dos ativos financeiros do setor privado. Por último, houve a liberalização da taxa de câmbio, criando-se o Cruzado e valorizando o câmbio. Foram adotadas minidesvalorizações, e a variabilidade da taxa de câmbio ficou bem reduzida.

Tabela 1 – Saldo do balanço de pagamento brasileiro, no período de 1961 a 1990 (US\$ milhões)

Ano	Exportações	Importações	Saldo da balança comercial	Saldo em conta corrente	Saldo do balanço de pagamentos
1961	1405	1292	113	-222	115
1962	1215	1304	-89	-389	-346
1963	1406	1294	112	-114	-244
1964	1430	1086	344	140	4
1965	1596	941	655	368	331
1966	1741	1303	438	54	153
1967	1654	1441	213	-237	-245
1968	1881	1855	26	-508	32
1969	2311	1933	378	-281	549
1970	2739	2507	232	-562	545
1971	2904	3245	-341	-1037	530
1972	3991	4235	-244	-1489	2439
1973	6199	6192	7	-1688	2178,60
1974	7951	12641,3	-4690,3	-7122,40	-936,30
1975	8669,90	12210,30	-3540,40	-6700,20	-950
1976	10128,30	12383	-2254,70	-6017,10	1191,7
1977	12120,10	12023	97,10	-4037,30	630
1978	12658,90	13683,10	-1024,20	-6990,40	4262,40
1979	15244,40	18083,10	-2838,70	-10741,60	-3214,90
1980	20133	22954	-2821	-12807	3471,60
1981	23292	22092	1200	-11734	624,70
1982	20176	19395	781	-16311	-88,28
1983	21899	15429	6469	-6837	-5404,50
1984	27006	13916	13088	45	700,20
1985	25642	13154	12487	-242	-3200,10
1986	22349	14045	8305	-5304	-12356,70
1987	26224	15053	11171	-1436	-10227,50
1988	33789	14605	19184	4175	6977
1989	34383	18263	16120	1033	-3077
1990	31414	20661	10753	-3782	-8825
1991	31620	21041	10579	-1407	-4679
1992	35852	20554	15308	6144	30028
1993	38597	25659	12938	-592	8404
1994	43545	33105	10440	-1689	12939
1995	46506	49664	-3158	-17972	13480
1996	47747	53301	-5554	-23347	8774
1997	52990	61347	-8357	-33054	-7865
1998	51120	57594	-6484	-33611	-7970
1999	48006	491212	-1206	-24375	-7822

Fonte: BAER (2003).

Para que tal política cambial fosse bem sucedida, foi necessário fixar metas para as reservas cambiais. A intervenção governamental garantiu o cumprimento das metas, porém houve forte pressão por demanda de divisas, o que gerou expressivas desvalorizações na moeda e impossibilitou o controle por parte do governo.

No final de 1993, foi proposto outro plano de estabilização monetária; contudo, diferentemente dos anteriores, ele foi implantado em etapas. A primeira delas foi o ajuste das contas públicas, mediante criação do Fundo Social de Emergência e do Imposto Provisório sobre Movimentação Financeira. A segunda foi a criação, por meio de uma medida provisória, da Unidade Real de Valor (URV) e, por último, a transformação da URV na nova moeda denominada Real, a partir de 1.º de julho de 1994.

Segundo MARIN e WAQUIL (2002), o governo não fixou a taxa de câmbio, mas o Banco Central anunciou que venderia um dólar por um real, deixando a taxa flutuar livremente dentro de bandas estabelecidas pelo governo. Essa taxa caiu em agosto do mesmo ano, e um dólar passou a valer 86 centavos de real. Com a valorização da moeda, o governo teve de estabelecer políticas, tal como elevação da taxa básica de juros. Esse mecanismo de bandas cambiais pode ser considerado a âncora do Plano, visto que atuou na redução do combate à inflação.

De acordo com REIS et al. (1999), a implantação desse Plano, que se caracterizava pela paridade cambial e significava câmbio sobrevalorizado, proporcionou relativo equilíbrio interno de preços, em detrimento das contas externas do país, o que, associado ao processo de abertura econômica, fez com que se elevassem as importações e reduzissem, drasticamente, as exportações brasileiras.

Para MARIN e WAQUIL (2002), a política cambial durante o Plano Real pode ser dividida em quatro etapas. A primeira vai de julho a agosto de 1994, na qual ocorreu valorização da moeda nacional em frente ao dólar (cerca de 17%). Nesse período, as reservas em divisas foram importantíssimas para dar respaldo às importações e para manter o equilíbrio na balança de pagamentos.

A segunda fase compreendeu o período de outubro de 1994 a março de 1995 e visou à sustentação do câmbio nominal. Essa fase foi marcada pela crise mexicana, ocorrida em dezembro de 1994, que deteriorou as divisas

brasileiras e, com elas, o que dava sustentação e confiança ao plano. O país apresentou seu primeiro déficit na balança comercial depois de um bom período de geração de superávits.

A terceira fase teve como fato marcante as crises da Ásia (1997) e da Rússia (1998), que mostraram o quanto a economia brasileira era vulnerável. A perda de divisas intensificou-se e, como remédio, o governo elevou assustadoramente a taxa básica de juros da economia brasileira para, aproximadamente, 37% em 1997, ocorrendo pequena queda em 1998, cerca de 25%, a qual, mesmo assim, continuou elevada para os padrões internacionais. Os gastos com o serviço da dívida passaram, então, a ser o principal problema da economia, a partir de então. A política cambial, durante essas três fases, foi caracterizada por um sistema de bandas cambiais.

A quarta fase teve início em janeiro de 1999. Diante da fragilidade do plano e da insistente perda de divisas, foi adotado um regime de câmbio flutuante que desvalorizou a moeda nacional em, aproximadamente, 40%. Essa liberalização visava alavancar as exportações e atrair divisas para o país.

A partir daí, o governo sinalizou a redução de sua influência no câmbio, reduzindo, assim, os efeitos das políticas cambiais sobre as exportações. Contudo, sabe-se que o câmbio é um dos preços mais importantes da economia, o que faz com que o governo esteja sempre atento à necessidade de intervenção nesse mercado, mesmo que ele não a admita. Além disso, o câmbio constitui ferramenta de suma importância para o controle da inflação e para geração de divisas por meio de estímulos à quantidade exportada. Como pode ser observado, durante todos os anos analisados, houve, de certa forma, intervenção governamental na determinação de taxa de câmbio.

## **1.2. O problema e sua importância**

Como exposto anteriormente, no decorrer dos anos de 1960 a 2002, o governo brasileiro, na maior parte das vezes, recorreu a desvalorizações cambiais para gerar divisas e eliminar déficits no balanço de pagamentos. Contudo, com base na teoria da Abordagem das Elasticidades, apresentada na seção 3.1., deste trabalho, essa relação entre desvalorizações e geração de divisas pode não se confirmar. A partir daí, surge o problema de como as

desvalorizações cambiais afetariam o valor das exportações brasileiras em divisas, especificamente de carne bovina, suína, frango, soja em grão, café, açúcar e suco de laranja, produtos analisados neste trabalho.

Esses produtos foram escolhidos por pertencerem ao setor do agronegócio brasileiro (setor que vem se firmando como principal setor exportador e tem cumprido o papel de estabilizador de crises externas, visto que gera considerável soma em divisas ao país, sendo responsável por, aproximadamente, 30% das exportações brasileiras) e por representarem, em 2003, cerca de 18% das receitas de exportações brasileiras (BRASIL, 2003). Além disso, o Brasil pode ser considerado “grande”<sup>4</sup> no mercado mundial, na oferta desses produtos.

Assim, este trabalho dispôs-se a analisar as influências de políticas de desvalorização cambial e de variações cambiais no valor exportado em divisas, considerando seus efeitos primários e secundários, que são captados por meio da elasticidade de oferta de divisas<sup>5</sup>.

O primeiro diz respeito ao efeito da desvalorização sobre os preços relativos, que os reduz e aumenta a competitividade dos produtos brasileiros no mercado internacional, contribuindo, dessa forma, para aumento da quantidade exportada. O segundo atua no sentido inverso, isto é, o aumento das exportações eleva a renda interna, aumentando, conseqüentemente, os preços domésticos e contribuindo para redução das exportações. A combinação desses dois efeitos determina a relação entre as duas variáveis em questão.

Vários trabalhos enfatizam a influência da taxa de câmbio nas exportações brasileiras. CAVALCANTI e RIBEIRO (1998), CASTRO e CAVALCANTI (1997), BARROS et al. (2002) e CASTRO e ROSSI JÚNIOR (2000) demonstraram que havia relação direta entre variação positiva na taxa de câmbio (real/dólar) e quantidade exportada. Já REIS et al. (1999), SACHSIDA e TEIXEIRA (2004) e SILVA e BARROS (2003) mostraram que havia relação positiva entre taxa de câmbio e saldo em conta corrente, ou seja, variações positivas na taxa de câmbio contribuiriam para aumentar as exportações e reduzir as importações. MAIA e SILVA (2003) comprovaram a

---

<sup>4</sup> A colocação “grande” retrata o fato de que, ao deixar de exportar algum desses produtos, o Brasil poderá ter seus preços afetados.

<sup>5</sup> Tal elasticidade é detalhadamente especificada na seção 3.1.

relação positiva entre câmbio e valor das exportações de café. Contudo, todos esses trabalhos apresentaram apenas os impactos diretos da taxa de câmbio nas exportações. Os impactos indiretos, considerados no segundo efeito especificado anteriormente, foram ignorados, o que quer dizer que desvalorizações cambiais podem reduzir o valor das exportações brasileiras em divisas.

Dessa forma, percebe-se a importância de um estudo apropriado que busque estimar as elasticidades de oferta de divisas dos produtos brasileiros analisados, com o objetivo de compreender quais são os reais impactos das variações cambiais e de políticas de desvalorização cambial na oferta de divisas brasileira. Nesse ponto, esta seria uma contribuição, tendo em vista que há pouquíssimos estudos que consideram efeitos diretos e indiretos de variações da taxa de câmbio sobre o valor exportado em divisas dos produtos brasileiros.

Para que fique clara a importância dos produtos analisados neste trabalho para a economia brasileira, faz-se necessário desenhar um panorama do mercado mundial destes, destacando, no capítulo 2 deste trabalho, a participação que cabe à produção brasileira.

### **1.3. Objetivos**

#### **1.3.1. Objetivo geral**

O objetivo geral deste trabalho é analisar o efeito de variações cambiais sobre o valor das exportações brasileiras de produtos agropecuários selecionados – carne bovina, carne suína, carne de frango, soja em grão, café, açúcar e suco de laranja – em divisas estrangeiras, no período de 1961 a 2003.

#### **1.3.2. Objetivos específicos**

Especificamente, pretende-se:

- a) Verificar como uma desvalorização cambial afetaria o valor das exportações brasileiras dos produtos selecionados; e

b) Analisar as respostas do valor das exportações a choques na taxa de câmbio, na renda externa e no preço de exportação.

## **2. PANORAMA MUNDIAL DOS PRODUTOS ANALISADOS**

### **2.1. Mercado mundial de carne bovina**

A carne bovina tem grande representatividade na pauta de exportação brasileira, já que é responsável por cerca de 2,06% do valor exportado. O Brasil possui o segundo maior rebanho bovino do mundo, ficando atrás apenas da Índia, seguido por China e Estados Unidos. Contudo, o rebanho indiano, devido a conotações religiosas, não pode ser considerado comercial. A Tabela 2 mostra os principais produtores mundiais de carne bovina.

O Brasil já chegou a ser um importador líquido de carne bovina, como em 1986, quando o país exportou 389 toneladas e importou 528 toneladas. A Tabela 3 mostra os maiores exportadores de carne bovina do mundo, nos anos de 1995 a 2004. De acordo com a Tabela 3, a partir de 1998, as exportações de carne bovina deslancharam e o país passou a ser um grande exportador, devido a vários fatores, como estabilidade monetária, alcançada em 1994, estratégias de marketing, melhoria na qualidade e acontecimentos externos, como crises setoriais enfrentadas por outros países. A partir de 2004, o Brasil assumiu o posto de maior exportador mundial desse produto.

Tabela 2 – Produção mundial de carne bovina (milhares de cabeças)

Países	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
EUA	103548	101656	99744	99115	98198	97277	96704	96106	95133	95100
Argentina	53569	51696	49238	49437	49832	50167	50369	50869	51119	51019
Brasil	155035	153863	153746	156131	157693	161483	164904	168364	168119	165917
China	104000	110318	121757	124354	126983	128663	128242	130848	133023	135165
Índia	296462	299802	303030	306967	312572	313774	317000	323000	327250	332950
Austrália	26500	26780	26710	26688	27588	27720	27870	26900	26500	27345

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

Tabela 3 – Exportações mundiais de carne bovina (mil toneladas equivalente carcaça)

Países	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
Canadá	245	319	382	428	492	523	575	610	425	615
EUA	826	851	969	985	1094	1119	1029	1110	1192	1207
Brasil	287	280	287	370	541	554	789	929	1208	1413
Índia	196	204	215	245	222	365	370	416	465	520
Austrália	1109	1026	1184	1268	1270	1338	1398	1365	1250	1300
Nova Zelândia	497	520	530	509	462	505	516	503	535	535

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

Inicialmente, com a implantação do plano real e com a estabilidade monetária, em 1994, houve elevação da renda nacional, o que aumentou o consumo desse produto e incentivou a produção. Iniciativas como estratégias de “marketing”, criação do selo “Brazilian Beef” e implantação do sistema de rastreabilidade por meio do Sistema Brasileiro de Identificação e Certificação de Origem Bovina e Bufalina (Sisbov), que já engloba praticamente toda carne exportada pelo país, além das condições de competitividade, especialmente em termos de preço e qualidade do produto, têm colaborado para o aumento das exportações.

Acontecimentos externos também contribuíram para o avanço das exportações brasileiras de carne bovina. Um fato importante foi a crise sanitária (ocorrência de casos do mal da vaca louca e aftosa no Reino Unido), em 1998, na Europa, o que refletiu no aumento das importações desses países e na abertura de mercados que anteriormente eram abastecidos por eles. A Tabela 4 mostra os maiores importadores mundiais de carne bovina.

Tabela 4 – Importação mundial de carne bovina (mil toneladas equivalente carcaça)

Países	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
Canadá	245	228	244	232	254	263	299	307	280	250
México	58	105	203	307	358	420	426	489	500	510
EUA	954	940	1063	1199	1303	1375	1435	1460	1311	1556
Rússia	612	876	1062	684	838	478	650	638	700	705
Coréia do Sul	229	221	226	125	242	324	246	430	430	435
Japão	960	927	948	982	1000	1059	997	707	825	885
União Européia	422	395	459	414	457	450	413	518	520	530

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

Problemas climáticos (seca) na Austrália, desde 1999, forçaram o país, que até então era o maior exportador mundial, a reduzir seu rebanho, o que, de certa forma, abriu mercado para a carne brasileira. Além disso, o crescimento de países importadores, como a China, também colaborou para o aumento das exportações.

Outro fato de ordem interna, a ser considerado, é a desvalorização cambial de 1999. A partir daí, as exportações brasileiras de carne bovina tiveram significativo aumento, ultrapassando as 500 mil toneladas.

A Tabela 5 apresenta os maiores consumidores de carne bovina per capita do mundo. O Brasil é um dos maiores consumidores per capita de carne bovina do mundo. Contudo, esse consumo vem se reduzindo desde 1997, em razão do mau desempenho da economia nacional. Essa redução no consumo interno, de certa forma, beneficia a exportação, uma vez que gera excedentes cada vez maiores.

Tabela 5 – Consumo per capita de carne bovina (kg/pessoa/ano)

País	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
Canadá	31,5	30,3	30,9	31,0	32,1	31,7	30,6	31,1	32,5	32,9
EUA	44,0	44,1	43,1	43,6	44,1	44,3	43,3	44,3	42,8	40,8
Argentina	58,5	58,6	70,0	63,6	67,5	67,8	66,3	61,6	60,2	61,5
Brasil	42,6	42,4	39,0	38,2	36,6	35,7	35,7	35,8	36,3	35,6
Uruguai	60,6	67,3	66,6	72,2	71,3	61,2	51,2	49,6	49,8	49,4
Austrália	35,3	38,4	40,7	38,0	38,1	33,7	33,8	36,0	36,3	33,6

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

Para SIMÕES e FERREIRA (2000), acontecimentos internos e externos, citados anteriormente, beneficiaram o aumento das exportações brasileiras. Contudo, há ainda questões que impossibilitam crescimento ainda maior das exportações. Nesse ponto, ganha importância a questão das barreiras tarifárias e não-tarifárias, principalmente no que se refere à União Européia e aos Estados Unidos, principais mercados de destino da carne

bovina brasileira, os quais consumiram, em 1999, cerca de 55% e 13% de toda carne bovina exportada pelo Brasil, respectivamente.

Na União Européia, a imposição de elevadas alíquotas e quotas e os consideráveis dispêndios gastos na concessão de subsídios a produtores europeus são os principais obstáculos enfrentados pela carne bovina brasileira. Já nos EUA, não há um acordo de equivalência técnica e sanitária que avalie o risco entre os EUA e o Brasil, o que acaba por inviabilizar as exportações brasileiras para esse país.

O Japão aparece como segundo maior importador mundial desse produto, apesar de não importar carne bovina do Brasil. Segundo SIMÕES e FERREIRA (2000), isso se deve ao fato de esse país não reconhecer a regionalização de áreas livres de aftosa, além de impor taxas às carnes industrializadas brasileiras, as quais chegam a 25,80%.

## **2.2. Mercado mundial de carne suína**

A partir de 1998, o Brasil começou a destacar-se no mercado mundial de carne suína. Com 0,72% da pauta de exportações brasileiras, em 2003, as carnes suínas, que já apresentavam vantagem comparativa sobre seus concorrentes, o que se verifica por meio do aumento das exportações, receberam grande incentivo à exportação na desvalorização cambial de 1999.

Uma análise da Tabela 6, que mostra as exportações mundiais de carne suína, pode dar suporte à afirmação de que a desvalorização de 1999 contribuiu para aumentar as exportações. O Brasil apareceu como terceiro maior exportador de suínos em 2004, com destaque para China, que, embora fosse o maior produtor mundial, como mostra a Tabela 7, exportou, em 2004, apenas 300 mil toneladas, em razão de a produção desse país ser destinada, basicamente, ao consumo interno.

Tabela 6 – Exportações mundiais de carne suína (mil toneladas equivalente carcaça)

País	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
Canadá	366	384	420	432	554	658	727	863	975	980
EUA	357	440	474	558	580	584	708	731	762	769
Brasil	46	80	82	105	109	163	337	590	620	650
Dinamarca	369	343	470	460	568	601	505	488	409	392
França	147	138	143	150	247	261	219	212	178	171
China	206	174	158	143	75	73	139	225	300	300

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

Tabela 7 – Rebanho mundial de suínos (mil cabeças)

País	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
EUA	58201	56124	61158	62206	59342	59138	59804	59513	58900	58500
Brasil	32068	31369	31427	31427	31860	32440	32710	32655	32081	30415
Alemanha	23737	24283	24845	26299	26043	25674	25451	25299	25203	25203
Espanha	18600	18651	18970	21715	22597	22276	22083	21951	21868	21868
Rússia	22630	19500	16579	16400	16100	15780	16570	17000	17800	18600
China	441692	362836	400348	422563	430198	446815	457430	462917	467902	470410

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

Um fato que reduziu a velocidade com que aumentavam as exportações da carne suína foi a crise na Argentina, em 2000, que importava 13 mil toneladas, juntamente com a Rússia, com aproximadamente 376 mil toneladas, e Hong Kong, com 50 mil toneladas, principais destinos da carne suína brasileira. Além disso, a queda na safra de milho de 2000/2001 elevou drasticamente os custos, o que não aconteceu com os preços. De certa forma, esse fato desacelerou o crescimento da produção e, conseqüentemente, das exportações.

A Tabela 8 apresenta as importações mundiais de carne suína. O Japão apresenta-se como maior importador mundial desse produto, apesar de este país praticamente não importar carne suína do Brasil.

Tabela 8 – Importações mundiais de carne suína (mil toneladas equivalente carcaça)

País	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
Canadá	31	42	59	64	65	68	91	91	77	80
México	54	59	82	144	190	276	294	325	335	345
EUA	301	280	287	320	375	439	431	485	567	624
Rússia	550	690	880	710	832	520	560	800	600	530
Hong Kong	151	136	171	207	217	247	260	275	280	283
Japão	869	1010	786	777	919	995	1068	1162	1150	1150

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

Na Tabela 8, pode-se notar a queda nas importações da Rússia. Como já dito, esse país é o principal destino da carne suína brasileira, e a queda nas importações se deve, principalmente, à imposição de cotas ao produto.

Em relação ao consumo de carne suína, o Brasil ainda deixa a desejar, embora este esteja aumentando ao longo dos anos. A Tabela 9 apresenta o consumo per capita dos cinco maiores consumidores e do Brasil.

Tabela 9 – Consumo per capita mundial de carne suína (kg/pessoa/ano)

País	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
Brasil	8,4	9,1	8,6	9,1	9,8	10,3	10,7	10,8	10,8	11,0
Alemanha	54,8	54,7	53,3	55,9	57,6	55,7	55,8	57,3	58,2	58,4
Áustria	56,6	58,0	55,3	59,4	57,6	55,5	55,7	57,0	57,9	58,1
Dinamarca	73,3	69,1	69,2	71,2	75,5	72,8	72,8	74,5	75,4	75,7
Espanha	53,0	55,2	56,6	59,5	62,8	60,6	60,8	62,2	63,2	63,4
República Tcheca	65,3	67,7	65,5	65,7	66	59,1	57,1	57,3	57,2	57,6

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

Para SILVA (2003) e SIMÕES e FERREIRA (2000), o ingresso de carne suína brasileira no mercado mundial só não segue um ritmo mais acelerado devido às restrições sanitárias e tarifárias, principalmente no que tange à União Européia, região que apresenta maior consumo per capita do mundo.

### 2.3. Mercado mundial de carne de frango

A carne de frango é outro produto que vem ganhando em importância na pauta de exportações brasileiras, sendo responsável por, aproximadamente, 2,34% de exportação, em 2003.

Na produção de carne de frango, o grande incentivo veio da estabilização monetária da economia a partir de 1994 com o Plano Real e, por meio deste, do conseqüente aumento no poder de compra da população. Isso pode ser verificado na Tabela 10, que mostra que, a partir de 1995, o país consolidou-se como terceiro maior produtor mundial e aproximou-se dos EUA e da China.

Tabela 10 – Produção mundial de carne de frango (mil toneladas)

País	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
México	1435	1478	1493	1587	1784	1936	2067	2157	2297	2412
EUA	11261	11850	12266	12525	13367	13703	14033	14467	14610	14920
Brasil	4050	4052	4461	4498	5526	5980	6567	7449	7560	7825
China	7419	8673	7406	8120	8550	9269	9278	9558	9844	10129
Tailândia	780	840	900	930	980	1070	1230	1205	1290	1360
Índia	578	665	596	710	820	1080	1250	1400	1600	1800

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

Mesmo com o câmbio valorizado, de 1994 a 1998, as exportações brasileiras de carne de frango aumentaram no decorrer dos anos, devido a fatores como ganhos de produtividade e busca de novos mercados, como o Asiático e do Oriente Médio.

Na Tabela 11, apresentam-se os maiores exportadores mundiais de carne de frango. O Brasil aparece em segundo lugar, após tomar esta posição da França, em 1996, que estava atrás apenas dos EUA.

Tabela 11 – Exportação mundial de carne de frango (mil toneladas)

País	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
EUA	1766	2005	1998	1978	2080	2231	2520	2180	2230	2313
Brasil	428	560	628	594	750	893	1241	1590	1723	1800
França	547	551	254	280	272	271	255	299	249	285
Holanda	426	466	214	237	230	229	216	253	211	241
China	263	318	331	323	375	464	489	438	420	440
Tailândia	177	171	195	274	188	328	425	465	500	530

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

O aumento no custo de produção, por volta de 30% desde de 2001, devido à crise de abastecimento de milho, fez com que a rentabilidade dessa atividade caísse cerca de 50%, o que colaborou para a elevação das exportações, pois a alternativa dos produtores foi direcionar a produção para o mercado externo.

O maior importador mundial de carne de frango, como mostra a Tabela 12, é a Rússia, porém essas importações vêm diminuindo, devido à prioridade dada a este setor neste país e à imposição de barreiras, o que prejudica as exportações brasileiras.

Tabela 12 – Importação mundial de carne de frango (mil toneladas)

País	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
México	81	138	170	185	190	223	242	265	280	295
Rússia	855	1088	1266	1020	930	943	1281	1208	1180	990
Arábia Saudita	285	287	297	287	364	348	399	380	390	395
China	547	633	397	427	591	608	473	435	415	400
Hong Kong	176	231	168	188	275	168	183	164	170	175
Japão	585	613	575	590	667	721	710	744	700	745

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

O consumo de carne de frango pelo Brasil vem aumentando, consideravelmente, desde 1994. O país ocupou, em 2004, o quarto lugar em consumo per capita de carne de frango mundial, ultrapassando países como Israel, Hungria, Hong Kong e Canadá, conforme pode ser observado na Tabela 13.

Para SILVA (2004), as exportações brasileiras de carne de frango encontram dificuldades no que tange a barreiras comerciais e sanitárias, o que fez com que o país buscasse novos mercados, além da Rússia e da Europa.

Tabela 13 – Consumo mundial de carne de frango (kg/pessoa/ano)

País	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004*
Canadá	24,5	23,9	24,8	25,6	27,7	28,2	29	28,4	28,2	28,6
EUA	35,0	35,9	37,3	37,6	39,8	40,3	40,2	42,3	42,4	43,1
Brasil	21,8	20,7	22,4	22,5	27,2	28,6	29,6	32,2	31,7	32,7
Arábia Saudita	30,0	29,9	33,8	32,9	32,6	31,7	34,2	35,8	35,5	36,1
Hong Kong	38,3	45,4	34,5	34,5	47,5	32,3	33,1	30,4	30,7	31,1
Austrália	24,2	24,1	25,3	27,1	28,1	28,9	28,0	31,0	32,6	33,2

Fonte: ANUALPEC 2004.

\* Previsão.

Em janeiro de 2003, a Rússia importou apenas 18% do total, referente ao mesmo mês em 2002, devido à imposição de cotas, que, em 2003, ficaram abaixo das 70 mil toneladas. Além disso, destaca-se a elevação de taxas de importação por parte da União Européia.

#### 2.4. Mercado mundial de soja em grão

A soja em grão tem sido o principal produto de exportação brasileiro, nos últimos anos. Em 2003, esse produto foi responsável por 5,87% da pauta de exportação. No período de 1995 a 1996, os Estados Unidos eram responsáveis por 75% das exportações mundiais de soja, ao passo que o Brasil respondia por apenas 10,80%, em um total de 31,86 de milhões de toneladas. Já no período de 2001 a 2002, a safra mundial elevou-se para 55,96 milhões de toneladas, e o Brasil passou a responder por 27,30% das exportações mundiais, sendo os Estados Unidos responsáveis por 51,80%. A Tabela 14 apresenta esses dados.

Tabela 14 – Participação percentual das exportações globais de soja em grão

Países	1995/1996	2001/2002	Varição percentual
EUA	72,5	51,8	-25,4
Brasil	10,8	27,3	343,0
Argentina	6,5	11,8	216,2
Paraguai	5,0	3,8	-31,9
Holanda	0,5	2,9	876,3
Canadá	1,9	0,9	-16,5
Outros	2,7	1,5	-3,3

Fonte: AGRIANUAL 2003.

Em 2004, o Brasil tornou-se o maior exportador mundial de soja em grão, movimento que não foi acompanhado pelos seus derivados (farelo e óleo de soja). Para TIMOSSI (2003), isso se deve à localização das indústrias esmagadoras, que se concentram nas antigas regiões produtoras de soja, atualmente longe das novas áreas de expansão (Centro-Oeste). Segundo TIMOSSI (2003), a expansão das exportações de soja em grão deve-se muito à implantação da Lei Kandir, aprovada em 1996, que concedeu isenção da cobrança de ICMS (Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços) a produtos primários e semi-elaborados destinados à exportação.

As Tabelas 15, 16 e 17 apresentam a produção, a exportação e a importação mundiais, por países, de soja em grão, nas safras 96/97 a 2003/04.

Pode-se notar a grande importância dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina na produção e exportação mundiais e, mais recentemente, da China, principal importadora, e da União Européia.

Tabela 15 – Produção mundial de soja (mil toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
EUA	64780	73176	74598	72224	75055	78672	74291	78517
Brasil	27300	32500	31300	34200	39000	43500	52500	56000
Argentina	11200	19500	20000	21200	27800	30000	35500	37000
China	13220	14728	15152	14290	15400	15410	16510	16600
Índia	4100	5350	6000	5200	5250	5400	4000	5440

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Tabela 16 – Exportação mundial de soja (mil toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
EUA	24110	23760	21898	26537	27103	28948	28032	26943
Brasil	8363	8750	8930	11161	15470	15000	20934	22005
Argentina	750	3230	3233	4131	7415	6005	9300	9900
Paraguai	2150	2390	2350	2120	2550	2110	2800	3030
Canadá	478	769	876	949	747	495	700	800

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Tabela 17 – Importação mundial de soja (mil toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
China	2274	2940	3850	10100	13245	10385	18200	18500
União Européia	14572	15137	14859	14218	17440	18300	17395	18296
Japão	5043	4873	4807	4907	4767	5023	5150	5050
México	2720	3502	3766	4039	4381	4510	4850	5000
Taiwan	2632	2387	2150	2300	2330	2578	2200	2260

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Em 1996, a União Européia destacava-se como o principal destino das exportações brasileiras de soja em grão, sendo responsável por demandar 82,20% das exportações brasileiras, ficando o segundo lugar com o Japão, 8,70%, e com a China, apenas 0,40%. Em 2001, esse quadro sofreu consideráveis mudanças. A União Européia demandou 64,10% da soja em grão brasileira, enquanto a China elevou, consideravelmente, seu consumo de soja brasileira, sendo responsável por 20,40% da demanda mundial desse produto.

A Tabela 18 apresenta os dados referentes ao consumo mundial de soja em grão.

Tabela 18 – Consumo mundial de soja (mil toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
EUA	42317	47701	48736	47388	49203	50869	47811	48837
China	14309	15472	19929	22894	26697	28310	32935	35660
Brasil	21637	21200	22610	22910	24690	26911	30662	33220
Argentina	11565	13746	18407	18045	18400	22059	25685	26836
União Européia	15686	16575	16589	15278	18355	19232	18412	19051

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Destaca-se, na Tabela 18, o enorme aumento do consumo chinês de soja em grão, o que demonstra o potencial desse mercado. O Brasil também se apresenta como grande consumidor de soja em grão, terceiro maior consumidor do mundo, além de ter aumentado, consideravelmente, o consumo interno de farelo e óleo de soja.

Para SILVA NETO (2004) e FIGUEIREDO (2004), apesar da insistente queda nos preços internacionais do grão e do aumento dos estoques, a produção vem aumentando, incentivada pelo crescimento da demanda internacional do bem e de seus derivados.

## 2.5. Mercado mundial de café

Do início do século XIX à década de 50, o café era o principal produto de exportação brasileiro. Na década de 60, dada a tentativa do governo de diversificar as exportações brasileiras, o produto perdeu espaço na pauta de exportação, mas ainda é de fundamental importância para geração de divisas do país. Em 2003, foi responsável por, aproximadamente, 2,07% da pauta de exportação brasileira.

A Tabela 19 apresenta os principais produtores mundiais de café.

Tabela 19 – Produção mundial de café (mil sacas de 60 kg)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
Brasil	28000	23500	35600	30800	34100	35100	51600	33600
Colômbia	10779	12043	10868	9512	10500	11950	10900	11800
Vietnã	5750	7000	7500	11010	15333	12250	10250	10750
Indonésia	7900	7000	6950	6660	6495	6160	6000	6050
Índia	3417	3805	4415	4870	5020	5010	4588	4660

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

A relação entre oferta e demanda mundial, segundo ALVIM et al. (2003), é a principal responsável pelas oscilações do preço internacional do café, o que o torna extremamente volátil.

Essa relação de causa e efeito incentivou os governos dos principais países exportadores de café a gerarem mecanismos de defesa contra a volatilidade dos preços, mediante a intervenção no mercado desse produto.

A Organização Internacional do Café (OIC) regulou o mercado mundial de café até o ano de 1989, com base no Acordo Internacional do Café. Segundo Caixeta et al. (1989) e Zylbersztajn e Farina (1998), citados por ALVIM et al. (2003), esse acordo não permitiu que o produto brasileiro se

submetesse às forças de mercado; conseqüentemente, perdeu espaço no mercado mundial, dando lugar a novos concorrentes.

Na década de 90, o Instituto Brasileiro do Café (IBC), que controlava as exportações de café, foi extinto, e os estoques foram colocados no mercado, o que fez com que os preços mundiais despencassem.

Em 1993, os preços começaram a subir e, em 1994, houve enorme queda na safra brasileira, devido à presença de geadas. O terreno estava preparado para que houvesse expansão da produção de países concorrentes, o que ocorreu principalmente na Ásia e América Central. Isso gerou um enorme desequilíbrio no mercado mundial entre oferta e demanda de café.

As Tabelas 20, 21 e 22 apresentam as exportações, as importações e o consumo mundial de café.

Tabela 20 – Exportações mundiais de café (mil sacas de 60 kg)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
Brasil	18885	14850	22908	20164	19676	24795	28930	25600
Colômbia	11187	10863	10304	9060	9460	10665	9870	10480
Vietnã	5422	6500	6667	11433	14667	12000	9833	10166
Indonésia	6401	5040	6038	5657	5536	4729	4685	4680
Guatemala	4031	3940	4141	4234	4414	3330	3500	3450

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Tabela 21 – Importação mundial de café (mil sacas de 60 kg)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
Malásia	402	305	393	510	641	655	655	655
Filipinas	25	99	277	180	226	292	292	298
Guatemala	175	191	145	275	300	150	150	150
Indonésia	28	186	370	153	175	134	135	135

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Tabela 22 – Consumo mundial de café (mil sacas de 60 kg)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
Brasil	11000	11500	12500	12800	13100	13700	14400	14900
Etiópia	1500	1583	1633	1633	1667	1700	1700	1700
Colômbia	1500	1560	1450	1530	1530	1590	1595	1605
Indonésia	2080	1640	1600	1355	1335	1465	1505	1525
Índia	825	850	800	800	975	1100	1155	1170

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Segundo ALVIM et al. (2003), as exportações brasileiras vêm crescendo em menor ritmo que a demanda internacional, o que indica que a demanda mundial vem sendo preenchida pela oferta de países concorrentes do Brasil. Isso é um sinal de que as exportações brasileiras de café sofrem influências da oferta de seus concorrentes.

Na Tabela 22, destaca-se o aumento no consumo interno de café por parte do Brasil.

Fica claro que, no decorrer dos anos, o Brasil perdeu espaço no mercado mundial de café, que, na maioria das vezes, se mostrou e se mostra influenciado por políticas cujo objetivo é manter os preços externos elevados e controlar os estoques mundiais.

## 2.6. Mercado mundial de açúcar

Durante muitos anos, especialmente no período colonial, o açúcar foi o principal produto de exportação do Brasil e ainda hoje ocupa essa posição. Em 2003, cerca de 2,93% da pauta de exportação brasileira era constituída pelas exportações de açúcar.

Historicamente conhecido como grande produtor de açúcar, o Brasil teve sua hegemonia ameaçada no período de 1996/97 a 2001/02. Em 2002/03, o país recuperou a posição de maior produtor mundial, o que pode ser confirmado na Tabela 23, que segue.

Tabela 23 – Principais países produtores de açúcar (mil toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
Brasil	14650	15700	18300	20100	17100	20400	23760	22400
Índia	14616	14592	17436	20219	20480	20475	20100	18800
União Européia	18221	19305	17818	19498	18519	16185	18664	17432
China	7789	8631	8969	7525	6849	8305	9488	9532
EUA	6536	7276	7597	8203	7956	7172	7260	7797

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Apesar de ter deixado de ser o maior produtor por longo período (de 1996 a 2002), o Brasil sempre se manteve como grande exportador, e a apresentação de custos inferiores aos dos seus concorrentes contribuiu para que essa posição fosse mantida ao longo dos anos. As desvalorizações cambiais, ocorridas em 1999, também auxiliaram o país na confirmação de maior exportador desse produto do mundo. A Tabela 24 apresenta os principais exportadores.

Tabela 24 – Principais países exportadores de açúcar (mil toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
Brasil	5800	7200	8750	11300	7700	11600	14230	12420
União Européia	5228	6361	5329	6138	6607	4459	6094	5403
Tailândia	4194	2839	3352	4147	3394	4157	5100	5100
Austrália	4564	4554	4076	4123	3056	3594	4219	3295
Índia	422	21	10	25	1360	1130	1700	1000

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Ao contrário do mercado de soja em grão, por exemplo, onde há dois grandes exportadores e dois grandes importadores, o mercado mundial de açúcar é bem pulverizado. Isso é confirmado quando se analisam as Tabelas 24 e 25, que mostram os principais países importadores desse produto no mundo.

Tabela 25 – Principais países importadores de açúcar (mil toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
Rússia	3600	4210	5400	5170	5650	4850	4500	4400
União Européia	1808	1829	1867	1786	1839	2087	2100	2150
Indonésia	1091	921	1702	1949	1951	1600	1600	1600
Coréia do Sul	1497	1424	1403	1514	1574	1590	1590	1610
EUA	2517	1962	1655	1484	1443	1385	1510	1457

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Os cinco principais importadores são responsáveis por, aproximadamente, 30% das importações mundiais de açúcar, ao passo que os dois maiores importadores de soja em grão são responsáveis por 57,50% das

importações mundiais de soja, o que mostra que, de certa forma, aquele mercado é bem mais competitivo que este, por exemplo.

Na Tabela 26, estão os maiores consumidores de açúcar do mundo.

Tabela 26 – Principais países consumidores de açúcar (mil toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
Índia	15697	16700	19977	17296	17845	19760	20750	21500
União Européia	14272	14307	14250	14523	14061	14332	14458	14529
Brasil	8500	8800	9100	9100	925	9450	9640	9980
China	8268	9012	8907	9476	8650	9050	9122	9194
EUA	8866	8903	9079	9049	9306	9249	8699	9117

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Destacam-se, na Tabela 26, a posição da Índia como maior consumidora de açúcar do mundo e o tímido crescimento no consumo brasileiro, assim como nos demais países.

## 2.7. Mercado mundial de suco de laranja

Na década de 80, a produção de suco de laranja congelado concentrado cresceu consideravelmente, assim como as exportações. O acréscimo na produção não foi o único responsável pelo aumento das exportações, mas também a redução do consumo interno e das exportações da fruta *in natura*.

Associado a isso, o crescimento das exportações brasileiras de suco de laranja encontrou incentivo nos problemas enfrentados pelos Estados Unidos, mais especificamente no estado da Flórida, em 1986 e 1987, quando geadas reduziram consideravelmente a produção. No mesmo período, a área plantada da fruta nesse estado foi reduzida em 26%.

Na década de 90, a produção de laranja apresentou nova expansão, chegando a 424 milhões de caixas em 1997/98 (recorde mantido até os dias de

hoje), o que gerou um descompasso entre oferta e demanda. Nem o aumento do consumo interno de laranja *in natura* foi suficiente para conter o excedente; houve queda contínua nos preços da laranja *in natura* e do suco de laranja congelado concentrado.

Em 2003, o suco de laranja foi responsável por 1,25% da pauta de exportação brasileira. Em 2004, o país foi responsável por 80% das exportações mundiais, enquanto os Estados Unidos, segundo colocado, responderam por 7%. As Tabelas 27 e 28 apresentam os principais países produtores e exportadores do mundo.

Tabela 27 – Principais países produtores de suco de laranja no mundo (toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
Brasil	1152000	1390000	1218000	1360000	1197000	978000	1306000	1086000
EUA	904060	1022136	1106069	879165	1071713	966725	1001010	858039
Espanha	59000	39000	47600	45300	52000	58000	62000	58000
Itália	37090	33859	32268	25000	40000	38000	40000	38000
México	45000	45500	70000	45300	41000	40500	45000	36000

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Tabela 28 – Principais países exportadores de suco de laranja no mundo (toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
Brasil	1181000	1265000	1138000	1295000	1265000	1075000	1256000	1136000
EUA	84883	105257	105441	106842	103515	87194	128894	98875
Espanha	67000	60000	56500	56600	73700	59000	55000	50000
Itália	20623	15390	7480	28000	38000	43000	45000	45000
México	42875	42300	64001	45001	37801	37900	42350	33350

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

No final dos anos 90, os Estados Unidos se recuperaram e voltaram a elevar sua produção, na tentativa de buscar sua independência, em relação ao consumo de suco de laranja. As Tabelas 29 e 30 apresentam os dados referentes aos principais países importadores e consumidores desse produto no mundo.

Tabela 29 – Principais países importadores de suco de laranja no mundo (toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
EUA	185494	182467	216685	245802	241362	183464	134229	199165
Japão	87800	88400	106405	81789	101183	116245	96629	95000
Coréia do Sul	44726	51357	36937	34887	39990	45792	46376	48000
Itália	3386	4309	4107	14000	30000	40000	40000	40000
Austrália	21662	26184	43414	22508	23815	24103	28000	29000

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Tabela 30 – Principais países consumidores de suco de laranja no mundo (toneladas métricas)

Países	1996/97	1997/98	1998/99	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04*
EUA	965549	1034618	1195293	1017556	1130108	1025296	1029391	1048024
Japão	92950	88500	96605	91989	96383	111445	96829	95200
Coréia do Sul	49986	46482	36334	35040	41676	47149	49477	52624
Austrália	42000	45000	45000	45000	46000	46000	46000	46000
Itália	23085	24882	19722	28000	30000	33000	36000	38000

Fonte: AGRIANUAL 2004.

\* Atualizado em julho de 2003.

Como pôde ser notado, os Estado Unidos apresentam um consumo interno maior que sua produção, o que faz com que o mercado mundial de suco de laranja seja caracterizado por um monopólio, visto que 80% das exportações estão nas mãos do Brasil.

O consumo brasileiro é bem modesto, em relação ao dos países apresentados na Tabela 30. O Brasil consumiu, em 2003, cerca de 17.000 toneladas métricas de suco de laranja. Destaca-se considerável aumento no consumo interno da fruta *in natura*, que ultrapassou 55 milhões de caixas, em 1999, devido a campanhas incentivadoras.

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1. Modelo teórico**

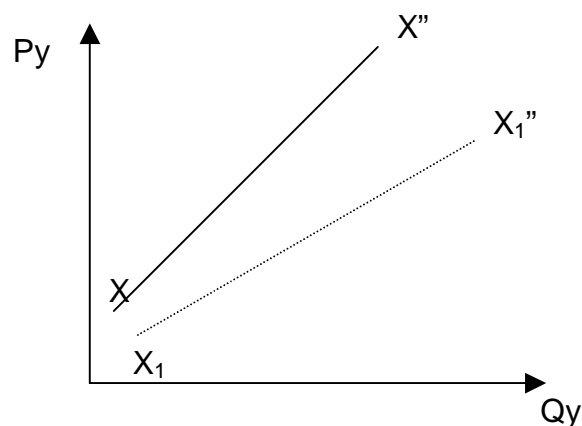
O modelo teórico deste estudo baseia-se nas teorias de comércio internacional. Especificamente neste trabalho será utilizada a teoria da Abordagem das Elasticidades, inicialmente desenvolvida por Marshall (1923) e Lerner (1933), citados por AZEVEDO (2002), o qual enfoca os impactos das desvalorizações cambiais na balança comercial.

Segundo CAMPOS (1978), os demais modelos de comércio internacional avaliam apenas os efeitos primários de uma desvalorização cambial sobre o valor das exportações e importação, ou seja, uma desvalorização no câmbio elevaria as exportações brasileiras e reduziria as importações. Os efeitos secundários seriam, por exemplo, o fato de a desvalorização cambial, num primeiro momento, elevar as exportações e, em seguida, a renda interna. Esse aumento da renda interna, num segundo momento, reduziria as exportações e aumentaria as importações. Há de ressaltar que tais efeitos poderiam ser controlados por políticas cambiais ou monetárias.

De acordo com CAMPOS (1978), a quantidade comercializada e o preço internacional dependem das elasticidades-preço da oferta e da demanda de exportação. Se tais curvas fossem elásticas, um aumento no preço aumentaria mais que proporcionalmente a quantidade exportada, mas reduziria

mais que proporcionalmente a quantidade demandada. A elasticidade, por sua vez, dependeria da quantidade ofertada e das curvas de exportação e importação dos países.

Segundo AZEVEDO (2002), a desvalorização cambial causaria efeitos nos preços relativos e domésticos dos bens exportáveis. O impacto imediato de uma desvalorização seria nos preços relativos; uma desvalorização cambial reduziria o preço dos bens produzidos no país, em termos de moeda estrangeira. A queda nos preços relativos tornaria as exportações mais competitivas no mercado externo, resultando no aumento das exportações, em unidades físicas. Esse efeito é demonstrado na Figura 1, na qual a queda dos preços relativos implicaria o deslocamento, para a direita, na curva de oferta de exportação, o que indicaria maior quantidade exportada<sup>6</sup>.



Fonte: CAMPOS (1978).

Figura 1 – Deslocamento na curva de oferta de exportação do bem Y, após desvalorização no câmbio.

O efeito da desvalorização cambial sobre o preço doméstico é dado pelo aumento das exportações, advindo dessa mesma desvalorização. Esse impacto secundário da desvalorização da moeda caminha na direção oposta aos efeitos sobre o preço relativo, desencorajando as exportações. A

---

<sup>6</sup> Para maiores detalhes ver KRUGMAN e OBSTFELD (1999).

importância desse poder de compensação depende da magnitude do aumento percentual do preço do bem exportado. Isso pode ser mensurado para determinar o aumento percentual na quantidade exportada, em face a uma desvalorização percentual na taxa de câmbio, que, associado ao conceito de flexibilidade de preços da função de oferta de exportação, apresenta a variação percentual no preço doméstico, dado, matematicamente, por:

$$a = \left( \frac{1}{e_x} \right) * b, \quad (1)$$

em que  $\alpha$  é aumento percentual no preço doméstico do bem exportado, causado pela desvalorização de 1% na taxa de câmbio;  $\varepsilon_x$ , elasticidade-preço da oferta de exportação, relativa ao preço em moeda do país exportador; e  $\beta$ , aumento percentual na quantidade exportada, resultante da desvalorização de 1% na taxa de câmbio, que depende da elasticidade de demanda de importação, em moeda estrangeira, e do aumento percentual do preço doméstico do bem exportado ( ), dada uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio, em moeda estrangeira. Logo, o aumento na quantidade exportada, , resultante da desvalorização de 1% na taxa de câmbio, é expresso fundamentalmente por

$$b = h_x * (1 - a), \quad (2)$$

em que  $\eta_x$  é elasticidade-preço da demanda de importação estrangeira. Substituindo (2) em (1), tem-se

$$a = \frac{h_x}{(e_x + h_x)}. \quad (3)$$

O que interessa aos países, quando se adota uma política de desvalorização cambial para incentivar as exportações, é se o valor exportado ou a entrada de divisas serão aumentados. Para isso, é necessário que se

analise a elasticidade de oferta de divisas, que é derivada das relações apresentadas anteriormente. Tal elasticidade pode ser denotada por

$$m^s = I - 1, \quad (4)$$

em que  $\mu^s$  é elasticidade-preço da oferta de divisas, em relação a seu preço, em moeda nacional, e  $\lambda$ , aumento percentual no valor das exportações, em moeda nacional.

O  $\lambda$  é decomposto nos efeitos preço e quantidade, ou seja, no aumento percentual no preço doméstico do bem exportado ( ) e no aumento percentual da quantidade exportada ( ). Logo, conforme o que foi explicitado anteriormente, tem-se

$$m^s = a + b - 1. \quad (5)$$

A substituição das equações (2) e (3) na equação (5) apresenta a elasticidade de oferta de divisas em função das elasticidades-preço de oferta de exportação e de demanda de importação, dada por

$$m^s = \frac{e_x(h_x - 1)}{(e_x + h_x)}. \quad (6)$$

A partir da estimação desta elasticidade, pode-se concluir que:

- 1) se  $\mu^s < 1$ , haverá queda na entrada de divisas, diante das desvalorizações da taxa de câmbio.
- 2) se  $\mu^s = 1$ , a desvalorização da taxa de câmbio não terá efeito sobre a entrada de divisas.
- 3) se  $\mu^s > 1$ , ocorrerão aumentos na entrada de divisas, diante das desvalorizações da taxa de câmbio.

### 3.2. Modelo empírico

O modelo empírico empregado no trabalho constituiu-se de modelos de auto-regressão vetorial (VAR) e auto-regressão vetorial estrutural (SVAR).

Nos modelos VAR, todas as variáveis são tratadas como endógenas. Esse modelo foi desenvolvido por SIMS (1986), citado por VIEIRA (1995), para o estudo de dinâmica macroeconômica. Tais modelos são bem convenientes, pois possibilitam a realização de previsões e de análises dinâmicas, sem necessidade de especificar inicialmente um modelo teórico.

Por meio desse modelo será estimado um VAR, que relaciona o valor das exportações com a taxa de câmbio real, preço de exportação e renda externa, no intuito de gerar funções de impulso-resposta<sup>7</sup>, que mostram como o valor das exportações se comporta em face a choques nessas variáveis. Espera-se que haja resposta positiva do valor das exportações a aumentos na renda externa e preço de exportação e relação negativa entre aumentos na taxa de câmbio e valor das exportações. O modelo estimado segue a seguinte forma, também chamada de forma primitiva:

$$\begin{aligned} Y_t^* &= \mathbf{b}_{10} + \mathbf{b}_{11} Y_{t-k}^* + \mathbf{b}_{12} Tx_{t-i} + \mathbf{b}_{13} P_{t-i} + \mathbf{b}_{14} X_{t-i} + \mathbf{e}_{1t} \\ Tx_t &= \mathbf{b}_{20} + \mathbf{b}_{21} Y_{t-i}^* + \mathbf{b}_{22} Tx_{t-k} + \mathbf{b}_{23} P_{t-i} + \mathbf{b}_{24} X_{t-i} + \mathbf{e}_{2t} \\ P_t &= \mathbf{b}_{30} + \mathbf{b}_{31} Y_{t-i}^* + \mathbf{b}_{32} Tx_{t-i} + \mathbf{b}_{33} P_{t-k} + \mathbf{b}_{34} X_{t-i} + \mathbf{e}_{3t} \\ X_t &= \mathbf{b}_{40} + \mathbf{b}_{41} Y_{t-i}^* + \mathbf{b}_{42} Tx_{t-i} + \mathbf{b}_{43} P_{t-i} + \mathbf{b}_{44} X_{t-k} + \mathbf{e}_{4t} \end{aligned} \quad (7)$$

$k = 1, 2, 3, \dots, p,$   
 $i = 0, 1, 2, 3, \dots, p,$

em que  $Y^*$  é renda externa expressa em dólares de 1995 (neste trabalho, será utilizado o valor das importações mundiais como variável *proxy*, expressa em dólares de 1995);  $Tx$ , taxa de câmbio real<sup>8</sup>;  $P$ , preços de exportação de soja em grão, café, carne de frango, carne bovina, suco de laranja concentrado, açúcar,

<sup>7</sup> Para maiores detalhes, ver Apêndice B.

<sup>8</sup> A taxa de câmbio real será utilizada no lugar da taxa de câmbio real efetiva, devido ao fato de não terem sido obtidos dados desta variável nos anos anteriores a 1980. Segundo CAVALCANTI e RIBEIRO (1998), conforme comprovado no trabalho citado, a utilização desta variável como *proxy* da taxa de câmbio real efetiva se justifica pelo fato de ambas apresentarem o mesmo comportamento, caminhando juntas no decorrer do tempo.

carne de suíno (que serão os produtos analisados no trabalho), expressos em dólares de 1995; X, valor exportado desses produtos. Os valores foram logaritizados para o procedimento de estimação do modelo VAR. As variáveis  $\varepsilon_{1t}$ ,  $\varepsilon_{2t}$ ,  $\varepsilon_{3t}$ ,  $\varepsilon_{4t}$  são distúrbios *white noise*, com variância constante e não-correlacionados, que apresentam choques em  $Y^*$ , Tx, P e X.

Segundo MAIA e SILVA (2003), o sistema (7) não pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários, pois permite efeitos contemporâneos diretos e indiretos sobre as variáveis (viés de equação simultânea), devido a problemas na relação entre os distúrbios e as equações do modelo, o que torna os choques relacionados com as variáveis explicativas. Como medida para corrigir esse problema, transformou-se esse sistema em um vetor auto-regressivo na forma matricial, conforme a seguir<sup>9</sup>:

$$BX_t = T_0 + \sum_{i=1}^P T_i X_{t-i} + e_t. \quad (8)$$

A matriz B contém os parâmetros das variáveis no tempo t;  $X_t$ , vetor das variáveis incluídas no modelo;  $T_0$ , vetor de interceptos;  $T_i$ , matriz dos parâmetros das variáveis no tempo t-i. A lógica de restringir as relações contemporâneas, segundo MAIA (2001), está no fato de que a teoria econômica define essas relações com maior rigor, diferentemente das relações com defasagens, que, muitas vezes, já são utilizadas na formulação de políticas e tomadas de decisão.

Multiplicando (8) por  $B^{-1}$ , tem-se o modelo VAR na sua forma padrão, ou reduzida,

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + m_t, \quad (9)$$

em que  $A_0 = B^{-1}T_0$ ;  $A_i = B^{-1} T_i$ ; e  $m_t = B^{-1} e_t$ ,

---

<sup>9</sup> Para maiores detalhes, ver MAIA (2001).

e,  $X_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ), que contém as variáveis a serem incluídas no VAR;  $A_0$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de interceptos;  $A_i$  são matrizes ( $n \times n$ ); e  $\mu_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de erros aleatórios, com média zero, variância constante e não-correlacionado.

Sims (1980), citado por MAIA e SILVA (2003), afirmou que, para estimar o VAR na sua forma padrão (9), é necessário recuperar as informações do sistema (7), de forma a identificar o que pode ser feito pela utilização de um tipo de sistema recursivo, considerando que as restrições possam ser sugeridas por um modelo econômico.

Segundo VIEIRA (1995), a análise de impulso-resposta por meio do modelo VAR convencional, na forma de médias móveis, requer que a matriz de variância-covariância dos resíduos seja diagonal, pois isso permite que se verifique o choque de apenas uma das variáveis sobre o sistema, o que não ocorre geralmente. Para contornar tal inconveniente, utiliza-se o método de decomposição, de Cholesky, o qual identificará os distúrbios no vetor  $\varepsilon_t$ . De acordo com essa decomposição, choques na primeira variável afetam, contemporaneamente, as demais, mas a primeira não é afetada pelos choques nestas. A segunda variável, nesta ordenação, afeta a terceira e a quarta, mas não é afetada por elas, e assim por diante.

Neste trabalho, admitir-se-á a seguinte decomposição ou ordenação: renda externa, taxa de câmbio e preços de exportação dos produtos analisados no modelo utilizado, para avaliar a influência destes no valor das exportações. Assim, choques no valor das exportações dos produtos brasileiros não irão afetar, contemporaneamente, as demais variáveis, enquanto o oposto será permitido.

Nos modelos estimados para a oferta de exportação brasileira e para demanda de importação mundial, referente a cada um dos produtos citados anteriormente, foram estimados SVAR. Ao contrário dos modelos VAR, nos quais as variáveis se afetam mutuamente, os modelos SVAR levam em consideração as relações econômicas entre as variáveis.

Segundo MAIA (2001), para estimar o modelo SVAR é necessário saber se, ao passar do sistema primitivo para o reduzido, o número de incógnitas do sistema primitivo será o mesmo do sistema reduzido. Para ilustrar, retoma-se o sistema de equações 9, que também pode ser escrito da seguinte forma:

$$X_t = B^{-1}T_0 + \sum_{i=1}^p B^{-1}T_i X_{t-i} + B^{-1}e_t. \quad (10)$$

Como pode ser observado, a estimação por Mínimos Quadrados resultou em<sup>10</sup>  $m_t = B^{-1}e_t$ , cuja matriz de covariância é simétrica e dada por  $Cov(m_t) = \Sigma$ , que, por sua vez, é utilizada para estimar  $B^{-1}$ . De acordo com HAMILTON (1994),  $\Sigma$  possui  $K(K+1)/2$  parâmetros livres, sendo este o número máximo de parâmetros livres que B poderá conter. Os parâmetros da matriz B devem ser desconhecidos, e B deve ser não-singular e normalizada em sua diagonal principal. Se o modelo VAR for recursivo, ou seja, se, a partir do sistema reduzido, chegar-se ao sistema primitivo com o mesmo número de equações, a matriz B será triangular inferior e terá  $K(K+1)/2$  parâmetros, sendo o modelo totalmente identificável, tendo assim a construção do SVAR.

Determinada a matriz B, pode-se apresentar a relação contemporânea entre as variáveis, a qual obedece a determinado modelo econômico. No modelo estimado para a oferta de exportação, a renda externa foi considerada variável exógena do modelo. Assim, a renda externa será afetada, dentro do modelo, apenas por choques na própria renda externa, como mostra a equação (11).

$$e_{re} = e_{re}, \quad (11)$$

em que  $e_{re}$  é a inovação na renda externa e  $e_{re}$ , choque estrutural da renda.

A taxa de câmbio, por sua vez, será determinada por choques na renda externa, admitindo-se que a elevação na renda externa eleve a demanda de exportações brasileiras e, conseqüentemente, a oferta por divisas, aumentando, assim, a taxa de câmbio, que equilibra o mercado de divisas; e por choques na própria taxa de câmbio, como mostra a equação (12).

$$e_{tc} = ae_{re} + e_{tc}, \quad (12)$$

---

<sup>10</sup> Para maiores detalhes, ver MAIA (2001).

em que  $e_{tc}$  é a inovação na taxa de câmbio;  $ae_{re}$ , choque da taxa de juros; e  $e_{tc}$ , choque estrutural dos preços.

O preço de exportação será afetado pelos choques na renda externa; caso esta eleve, aumentarão a demanda de exportações e, conseqüentemente, o preço de exportação; pela desvalorização cambial, visto que este evento barateia as mercadorias brasileiras e, conseqüentemente, reduz o preço de exportação; e pelo próprio preço de exportação, o que pode ser representado pela equação (13).

$$e_{pe} = fe_{re} + le_{tc} + e_{pe}, \quad (13)$$

em que  $e_{pe}$  é inovação no preço de exportação;  $fe_{re}$ , choque da renda externa;  $le_{tc}$ , choque da taxa de câmbio; e  $e_{pe}$ , choque estrutural do preço de exportação.

Por último, como variável mais endógena no modelo, tem-se a quantidade exportada, que será determinada pela renda externa, visto que aumentos nesta elevariam a demanda de exportações brasileiras; pela taxa de câmbio, admitindo-se que desvalorizações nesta tornariam os produtos brasileiros mais baratos e, conseqüentemente, aumentariam a quantidade exportada; por fim, pelo preço de exportação, dado que acréscimos neste reduziria a quantidade exportada. Esta relação pode ser vista na equação (14).

$$e_{qe} = se_{re} + qe_{tc} + de_{pe} + e_{qe}, \quad (14)$$

em que  $e_{qe}$  é inovação na quantidade exportada;  $se_{re}$ , choque da renda externa;  $qe_{tc}$ , choque da taxa de câmbio;  $de_{pe}$ , choque dos preços de exportação; e  $e_{qe}$ , choque estrutural da quantidade exportada.

Esses choques estruturais, apresentados nas equações (11), (12), (13) e (14), e o mecanismo de propagação destes, característica do modelo SVAR, podem ser representados pela Matriz  $B_e$ , de relação contemporânea entre as variáveis.

$$B_e = \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \mathbf{a} & 1 & 0 & 0 \\ \mathbf{f} & \mathbf{l} & 1 & 0 \\ \mathbf{s} & \mathbf{q} & \mathbf{d} & 1 \end{vmatrix}. \quad (15)$$

O modelo estimado para a demanda de importação do resto do mundo relaciona a quantidade importada pelo resto do mundo (Qimp) com a renda externa (Re) e com o preço de importação (Pimp). Este modelo considera a renda externa como a variável mais exógena. Dessa forma, a renda externa será afetada apenas por choques nela mesma, o que é colocado na equação 16.

$$e_{re} = \mathbf{e}_{re}, \quad (16)$$

em que  $e_{re}$  representa a inovação na renda externa; e  $\mathbf{e}_{re}$ , choque estrutural na renda externa.

O preço de importação sofrerá influência da renda externa, já que aumento na renda internacional tenderá a fazer com que o resto do mundo importe mais e, conseqüentemente, eleve o preço das mercadorias importadas, e do próprio preço de importação, como mostra a equação 17.

$$e_{pi} = \mathbf{j} e_{re} + \mathbf{e}_{pi}, \quad (17)$$

em que  $e_{pi}$  é inovação no preço de importação;  $\mathbf{j} e_{re}$ , choque estrutural na renda externa; e  $\mathbf{e}_{pi}$ , choque estrutural no preço de importação.

Por último, a quantidade importada será determinada pela renda externa, uma vez que elevações nesta aumentariam a demanda de importação e, conseqüentemente, a quantidade importada; pelo preço de importação, considerando-se que uma elevação no preço de importação reduziria a demanda de bens importados e, conseqüentemente, a quantidade importada; e pela própria quantidade importada, como é colocado na equação (18).

$$e_{qi} = we_{re} + pe_{pi} + e_{qi}, \quad (18)$$

em que  $e_{qi}$  é inovação na quantidade importada;  $we_{re}$ , choque estrutural na renda externa;  $pe_{pi}$ , choque estrutural no preço de importação; e  $e_{qi}$ , choque estrutural na quantidade importada.

Esses choques estruturais, apresentados nas equações (16), (17) e (18), e o mecanismo de propagação destes, característica do modelo, podem ser representados pela matriz  $B_i$ , de relação contemporânea entre as variáveis.

$$B_i = \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 \\ j & 1 & 0 \\ w & p & 1 \end{vmatrix}. \quad (19)$$

É importante salientar que esses choques estruturais podem ser considerados elasticidades, caso as variáveis estejam na forma logarítmica, as quais foram utilizadas para determinar as elasticidades de oferta de divisas.

### 3.2.1. Teste de raiz unitária

Para estimar o SVAR é necessário verificar se as variáveis são estacionárias. Para isso, realizou-se o teste ADF, conforme descrito por GUJARATI (2000), procedimento alternativo para testar a estacionariedade das séries, apresentado da seguinte forma:

$$Y_t = rY_{t-1} + u_t, \quad (20)$$

em que  $u_t$  é um termo de erro ruído branco, ou seja, possui média zero, variância constante e é não-correlacionado.

A hipótese nula é de que  $r = 1$ , ou seja,  $Y$  possui uma raiz unitária, sendo, portanto, não-estacionária em nível. A equação (16) pode ser escrita de outra forma:

$$\Delta Y = dY_{t-1} + u_t, \quad (21)$$

em que  $d = r - 1$ . Nesse caso, tem-se:

$$\Delta Y = u_t.$$

Dessa forma, a hipótese nula é de que  $d = 0$ , ou seja,  $r = 1$ , e a série possui uma raiz unitária, sendo estacionária apenas na primeira diferença, já que sua diferença é igual a  $u_t$ , que é considerado um ruído branco.

Segundo GUJARATI (2000), é importante salientar que o valor  $t$ , obtido para o parâmetro  $d$ , não segue distribuição de Student, mas a estatística  $t$  (tau).

Por razões práticas, o teste Dickey-Fuller pode ser aplicado das seguintes formas:

$$\Delta Y = dY_{t-1} + u_t, \quad (22)$$

$$\Delta Y = b_1 + dY_{t-1} + u_t, \quad (23)$$

$$\Delta Y = b_1 + b_2 t + dY_{t-1} + u_t, \quad (24)$$

em que  $b_1$  é intercepto e  $t$ , variável de tendência. A equação (22) exclui do teste a presença do intercepto e da tendência; a equação (23) não capta apenas a tendência; e a equação (24) inclui tanto o intercepto quanto a tendência. A forma escolhida para testar a estacionariedade de cada série leva em consideração as próprias características dessas séries.

Segundo GUJARATI (2000), se o termo de erro for autocorrelacionado, o teste será modificado, como segue.

$$\Delta Y = b_1 + b_2 t + dY_{t-1} + a_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + e_t. \quad (25)$$

A idéia básica deste teste, também conhecido por teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF), é incluir termos de diferença defasados ( $\Delta Y_{t-i}$ ), suficientes para tornar os erros serialmente independentes. A hipótese nula ainda é  $d = 0$ .

Assim como o teste Dickey-Fuller, o teste ADF pode ser feito com intercepto e tendência, com intercepto e sem tendência, e sem intercepto e tendência.

### 3.2.2. Co-integração

Estimados os modelos, deve-se levar em conta o fato de esses resultados serem espúrios, ou seja, duvidosos. Segundo GUJARATI (2000), a estimação desses modelos, utilizando-se as variáveis em nível, deve ser precedida do teste de raiz unitária, discutido anteriormente. Caso as séries utilizadas sejam não-estacionárias, o uso destas em nível pode gerar regressão espúria.

Nesse caso, é aconselhável utilizar variáveis na primeira diferença, porém as informações de longo prazo se perderiam e a relação das diferenças entre as variáveis seria apenas de curto prazo.

Para que essas informações de longo prazo não se percam, torna-se necessário verificar se as séries são co-integradas, ou seja, se elas caminham juntas no longo prazo. Caso a resposta seja negativa, o modelo deve ser estimado pelas variáveis na primeira diferença; caso sejam co-integradas, é necessário desenvolver um mecanismo de correção de erros como o da equação (26), para unir o comportamento de curto ao de longo prazo.

Segundo Engel e Granger (1987), citados por COELHO (2002), a definição de co-integração é a seguinte:

Seja um vetor  $X_t$  ( $N \times 1$ );  $X_t$  será co-integrado de ordem  $(d-b)$ - $X_t \sim CI(d,b)$ :

1. Se todos os componentes de  $X_t$  forem integrados de mesma ordem;
2. Se existir um vetor  $b = (b_1, \Lambda, b_n)$ , tal que a combinação linear  $bX_t = b_1X_{1t} + \Lambda b_nX_{nt}$  seja integrada de ordem  $(d-b)$ , sendo  $b > 0$ . O vetor  $b$  será chamado vetor de co-integração.

Suponha que o vetor  $X_t$ , já especificado, contenha  $n$  variáveis, todas integradas de ordem 1. Para identificar a co-integração, o primeiro passo é especificar o VAR, que envolve  $k$  defasagens de  $X_t$ :

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \Lambda + \Pi_k X_{t-k} + e_t, \quad (26)$$

em que  $\Pi_i$  é a matriz de parâmetros de ordem  $(n \times n)$ ;  $e_t$ , termo de erro, com  $e_t \approx IN(0, \Omega)$ .

A equação (26) pode ser transformada na seguinte expressão:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Lambda + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + e_t, \quad (27)$$

em que  $\Pi = \Pi_1 + \Pi_2 + \Lambda + \Pi_k - I$ ;  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$ ; e  $I$ , matriz identidade.

Segundo COELHO (2002), a equação (27) é conhecida como Modelo de Correção de Erros. A matriz  $\Pi$  ( $n \times n$ ) pode ser representada pelo produto das seguintes matrizes:

$$\Pi = \mathbf{a}\mathbf{b}', \quad (28)$$

em que  $\mathbf{a}$  é a matriz de coeficientes de ajustamentos e representa a velocidade de ajustamento entre o curto e o longo prazo;  $\mathbf{b}$ , matriz de co-integração, que contém os elementos que representam a relação de longo prazo entre as variáveis. Ambas as matrizes possuem dimensão  $n \times r$ , em que  $r$  é o número de vetores de co-integração.

De acordo com COELHO (2002), se todas as linhas ou colunas forem linearmente independentes, ou seja, todos os elementos de  $\Pi = 0$ , a equação (27) transformar-se-á em um VAR em primeira diferença, não haverá combinação linear estacionária entre as variáveis e, conseqüentemente, não existirá vetor de co-integração.

Contudo, se  $r$  for igual ao número de linhas ou colunas linearmente independentes ( $n$ ) em  $\Pi$ , a equação (27) representará um sistema de

equações com diferenças convergentes, não cabendo qualquer análise de co-integração. Se o número de linhas ou colunas independentes for igual a  $r$ , e  $0 < r < n$ , existirão  $r$  vetores de co-integração, e as relações de longo prazo entre as variáveis  $X_t$  serão representadas pelas  $r$  colunas da matriz de co-integração  $\mathbf{b}$ , multiplicadas por  $X_{t-1}(\mathbf{b}' X_{t-1})$ .

Segundo COELHO (2002), o número de linhas ou colunas linearmente independentes pode ser dado pelo número de raízes características de  $\Pi$ , que são diferentes de zero. Se  $r = 1$ , a primeira raiz característica ( $I_1$ ) será estatisticamente diferente de zero, enquanto as demais ( $I_2, I_3, \dots, I_n$ ), estatisticamente iguais a zero.

Uma forma de determinar o número de vetores de co-integração é pelo teste de máximo autovalor, desenvolvido por Johansen e Juselius, em 1990. Esse teste testa a existência de  $r$  vetores de co-integração contra a existência de  $r+1$  vetores.

$$I_{MAX}(r, r+1) = -T \ln \left( 1 - \hat{I}_{r+1} \right) \quad (29)$$

como hipótese nula,  $H_0 : I_{r+1} = 0$ .

A não rejeição de  $H_0$  indica a presença de  $r$  vetores de co-integração.

No caso de as séries serem não-estacionárias em nível, mas em primeira diferença, e co-integradas, utilizou-se este modelo de vetor de correção de erros para estimar a oferta de exportação brasileira e a demanda internacional, que é dada pelos vetores de co-integração, para os produtos em questão.

### 3.2.3. Teste do multiplicador de Lagrange

O teste do multiplicador de Lagrange, de Breusch-Godfrey, é alternativo para a confirmação, positiva ou negativa, de presença de autocorrelação superior. Supõe-se que o termo de perturbação,  $u_t$ , seja gerado pelo esquema regressivo de  $p$ -ésima ordem:

$$u_t = r_1 u_{t-1} + r_2 u_{t-2} + \Lambda + r_p u_{t-p} + e_t, \quad (30)$$

em que  $e_t$  é um termo de erro com média zero e variância constante.

A hipótese nula é de que  $r_1 = r_2 = \Lambda = r_p = 0$ , ou seja, todos os coeficientes auto-regressivos são iguais a zero e não há autocorrelação de nenhuma ordem.

Na prática, essa hipótese nula pode ser testada ao estimar uma regressão pelo método usual dos Mínimos Quadrados Ordinários, obtendo, daí, os resíduos  $\hat{u}_t$ , regredidos, em relação aos seus valores defasados ( $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$ ). Nota-se que, para rodar essa regressão, têm-se apenas  $(n-p)$  observações.

Em seguida, obtém-se  $R^2$  dessa regressão. O produto  $(n-p) \cdot R^2$  fornecerá a estatística do teste, que segue distribuição qui-quadrada, com  $p$  graus de liberdade. Se o valor encontrado para o teste exceder o valor crítico de qui-quadrado em nível escolhido de significância, poder-se-á rejeitar a hipótese nula, e os resíduos serão auto-correlacionados.

Um dos pontos práticos desse teste, segundo GUJARATI (2000), é que as variáveis explicativas podem aparecer como regressores neste modelo, caso dos modelos VAR e SVAR utilizados nesta pesquisa.

Para determinar o número de defasagens utilizado nos modelos, empregaram-se os critérios de Akaike (AIC), Schwartz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ)<sup>11</sup>. Os valores que minimizam esses critérios determinam o número de defasagens do modelo. Nesta pesquisa, optou-se pelo número de defasagens que minimizaria a maioria dos critérios; caso ocorresse número de defasagens diferenciado em cada critério, optar-se-ia pelo número de defasagens determinadas pelo critério de Schwartz.

---

<sup>11</sup> Para maiores detalhes, ver COELHO (2002).

### 3.3. Fonte de dados

Os produtos selecionados para serem analisados são soja em grão, café, carne de frango, carne bovina, suco de laranja concentrado, açúcar e carne de suíno.

O período de análise da carne bovina e suína, soja, café e açúcar compreendeu 1961 a 2002. Para carne de frango, devido à falta de dados, analisou-se o período que compreendeu os anos de 1972 a 2002 e, para suco de laranja, os de 1962 a 2002.

Os dados utilizados são secundários, e os referentes ao valor das exportações, quantidade exportada e importada e renda externa (onde se utilizaram, como *proxy*, dados de importações mundiais) foram coletados nos *sites* da Food and Agricultural Organization (FAO), enquanto os referentes à taxa de câmbio real, nos *sites* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Os valores das exportações e da renda externa estão em dólares americanos e foram deflacionados pelo IPA norte-americano, com base no ano de 1995. Os dados referentes à taxa de câmbio (real/dólar) foram deflacionados pela razão IPA americano e IGP-DI brasileiro, ambos com base no ano de 1995.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo será feita análise dos testes de estacionariedade, autocorrelação, co-integração, além da determinação do número de defasagens adotadas em cada modelo. Na seqüência, são apresentados os modelos de oferta de exportação brasileira e de demanda de importação mundial de cada produto. Para finalizar, é demonstrada a influência do valor das exportações brasileiras, diante de choques na taxa de câmbio, no preço de exportação e na renda externa, por meio das funções de impulso-resposta.

### 4.1. Análise de estacionariedade, co-integração e autocorrelação das variáveis

Os resultados apresentados na Tabela 31 mostram que a maioria das séries é não-estacionária, à exceção das séries que se referem à quantidade exportada de carne bovina suína e de frango e à quantidade importada de carne bovina, suína, café e açúcar<sup>12</sup>.

---

<sup>12</sup> Segundo SCHMIDT e LIMA (2004), ao citar Rahbek e Mosconi (1999), mesmo se existissem N séries não-estacionárias de mesma ordem e M série estacionarias, se  $M < N$ , os resultados dos testes de co-integração não se alterariam.

Tabela 31 – Resultado do teste ADF para raiz unitária, que testa a estacionariedade das séries para cada produto em questão

Variáveis	Carne bovina	Carne suína	Carne de frango	Soja em grão	Café	Açúcar	Suco de laranja
Pexp	-0,978427 <sup>ns</sup>	-1,260809 <sup>ns</sup>	-2,388875 <sup>ns</sup>	-3,011767 <sup>ns</sup>	-3,51572 <sup>**</sup>	-4,323874 <sup>*</sup>	-3,559178 <sup>**</sup>
Qexp	-3,530005 <sup>**</sup>	-3,733345 <sup>**</sup>	-4,329030 <sup>*</sup>	-2,781140 <sup>ns</sup>	-0,020340 <sup>ns</sup>	-2,219605 <sup>ns</sup>	-2,608045 <sup>ns</sup>
R	-2,000603 <sup>ns</sup>	-2,000603 <sup>ns</sup>	-2,000603 <sup>ns</sup>	-2,000603 <sup>ns</sup>	-2,000603 <sup>ns</sup>	-2,000603 <sup>ns</sup>	-2,000603 <sup>ns</sup>
Tx	-1,705513 <sup>ns</sup>	-1,705513 <sup>ns</sup>	-1,705513 <sup>ns</sup>	-1,705513 <sup>ns</sup>	-1,705513 <sup>ns</sup>	-1,705513 <sup>ns</sup>	-1,705513 <sup>ns</sup>
Pimp	-0,447393 <sup>ns</sup>	-1,070143 <sup>ns</sup>	-1,718901 <sup>ns</sup>	-2,358152 <sup>ns</sup>	-1,864319 <sup>ns</sup>	-2,724930 <sup>ns</sup>	-6,115134 <sup>*</sup>
Qimp	-4,359215 <sup>*</sup>	-3,401565 <sup>***</sup>	-2,290951 <sup>ns</sup>	-2,332371 <sup>ns</sup>	-5,084491 <sup>*</sup>	-4,261766 <sup>*</sup>	-1,569414 <sup>ns</sup>
Vexp	-3,024138 <sup>ns</sup>	-4,234376 <sup>ns</sup>	-4,279165 <sup>ns</sup>	-1,866454 <sup>ns</sup>	-2,300994 <sup>ns</sup>	-0,130629 <sup>ns</sup>	-2,180970 <sup>ns</sup>
Pexp	-5,494326 <sup>*</sup>	-10,58810 <sup>*</sup>	-4,102040 <sup>*</sup>	-8,563846 <sup>*</sup>	-8,551498 <sup>*</sup>	-6,071915 <sup>*</sup>	-6,609456 <sup>*</sup>
Qexp	-6,722308 <sup>*</sup>	-6,624935 <sup>*</sup>	-4,329730 <sup>*</sup>	-8,538591 <sup>*</sup>	-8,990782 <sup>*</sup>	-9,879676 <sup>*</sup>	-12,48621 <sup>*</sup>
R	-4,480115 <sup>*</sup>	-4,480115 <sup>*</sup>	-4,480115 <sup>*</sup>	-4,480115 <sup>*</sup>	-4,480115 <sup>*</sup>	-4,480115 <sup>*</sup>	-4,480115 <sup>*</sup>
Tx	-5,221296 <sup>*</sup>	-5,221296 <sup>*</sup>	-5,221296 <sup>*</sup>	-5,221296 <sup>*</sup>	-5,221296 <sup>*</sup>	-5,221296 <sup>*</sup>	-5,221296 <sup>*</sup>
Pimp	-4,416621 <sup>*</sup>	-10,63872 <sup>*</sup>	-4,384181 <sup>*</sup>	-7,429453 <sup>*</sup>	-5,803622 <sup>*</sup>	-5,845124 <sup>*</sup>	-10,32832 <sup>*</sup>
Qimp	-7,946232 <sup>*</sup>	-9,065816 <sup>*</sup>	-3,445593 <sup>***</sup>	-6,322541 <sup>*</sup>	-7,353301 <sup>*</sup>	-9,412197 <sup>*</sup>	-5,871105 <sup>*</sup>
Vexp	-3,024138 <sup>*</sup>	-6,045199 <sup>*</sup>	-4,160326 <sup>**</sup>	-2,906808 <sup>***</sup>	-6,586245 <sup>*</sup>	-6,831393 <sup>*</sup>	-11,83220 <sup>*</sup>

Fonte: Dados do trabalho.

\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \*\*\* significativo a 10%; ns não-significativo.

Determinada a ordem de integração das séries, cabe agora determinar se elas são co-integradas ou não. No Apêndice A, apresentam-se as estatísticas Max-Eigen<sup>13</sup>, do teste Johansen-Juselius, para testes de co-integração nos modelos de quantidade exportada, quantidade importada e valor exportado de todos os produtos em questão, assim como os testes de Akaike (AIC), Schwartz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ), e do Multiplicador de Lagrange, para testar autocorrelação entre os erros e para determinar o número de defasagens para cada modelo.

Na Tabela 32 encontram-se resultados dos testes, citados anteriormente, para cada modelo estimado. Foi necessário estimar modelos VEC, devido à presença de co-integração para demanda de importação de carne suína, oferta, demanda e valor exportado de carne de frango, valor exportado de café e oferta, demanda e valor exportado de açúcar.

Outro fato é que os valores de quantidade exportada de café apresentaram relação linear-log entre a quantidade exportada e as demais. A utilização dessa forma funcional se deve à tentativa de encontrar uma relação não co-integrada entre as variáveis. Portanto, no cálculo da elasticidade de exportação de café neste modelo utilizou-se a fórmula  $b * \left(\frac{1}{Y}\right)$ .

Os modelos de demanda de importação de carne bovina, suína, soja em grão e os de oferta de exportação, demanda de importação e valor exportado de açúcar apresentaram autocorrelação, o que foi corrigido ao aumentar o número de defasagens. Destaca-se o modelo de demanda de importação de carne suína, no qual foi necessário utilizar cinco defasagens para eliminar a presença de autocorrelação.

Os resultados do número de defasagens utilizadas nos modelos também são apresentados na Tabela 32. Contudo, estes se tornam secundários na presença de autocorrelação, enquanto a necessidade de eliminar esta se torna prioridade.

---

<sup>13</sup> Existem outros testes para determinar a co-integração entre as séries, porém seus resultados são muito semelhantes.

Tabela 32 – Resumo dos testes estatísticos e determinação da metodologia utilizada

Produto	Modelo	MEU	PCI	PA	NDU
Carne bovina	OEB	SVAR	Não	Não	1
	DIM	SVAR	Não	Sim	3
	VEB	VAR	Não	Não	1
Carne suína	OEB	SVAR	Não	Não	1
	DIM	VEC	Sim	Sim	5
	VEB	VAR	Não	Não	1
Carne de frango	OEB	VEC	Sim	Não	3
	DIM	VEC	Sim	Não	1
	VEB	VEC	Sim	Não	2
Soja em grão	OEB	SVAR	Não	Não	1
	DIM	SVAR	Não	Sim	2
	VEB	VAR	Não	Não	1
Café	OEB	SVAR	Não	Não	1
	DIM	SVAR	Não	Não	1
	VEB	VEC	Sim	Não	1
Açúcar	OEB	VEC	Sim	Não	1
	DIM	VEC	Sim	Não	1
	VEB	VEC	Sim	Não	1
Suco de laranja	OEB	SVAR	Não	Sim	2
	DIM	SVAR	Não	Sim	2
	VEB	VAR	Não	Sim	2

Fonte: Dados da pesquisa.

MUE – modelo utilizado para estimação; PCI – presença de co-integração; PA – presença de autocorrelação; NDU – número de defasagens utilizadas após a correção feita para autocorrelação; OEB – oferta de exportação brasileira; DIM – demanda de importação mundial; VE – valor exportado brasileiro.

## 4.2. Análise econômica dos modelos estimados

Terminada a fase de identificação, apresentam-se os modelos de oferta de exportação brasileira e demanda mundial dos produtos analisados e, a partir destes, calculam-se as elasticidades de oferta de divisas. Na seqüência, são apresentadas as funções de impulso-resposta, o que mostra a reação, nos 10 períodos posteriores, do valor exportado de cada produto a choques na taxa de câmbio renda externa e preço de exportação.

### 4.2.1. Análise dos modelos de oferta de exportação brasileira e demanda de importação mundial

O modelo SVAR para quantidade exportada ( $Q_{exp}$ ) de carne bovina, em função da renda mundial ( $R$ ), taxa de câmbio ( $Tx$ ) e preço de exportação ( $P_{exp}$ ), é apresentado na Tabela 33<sup>14</sup>.

Tabela 33 – Estimativa das relações contemporâneas de quantidade exportada de carne bovina

	R	Tx	Pexp	Qexp
R	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Tx	0.404320	1.000000	0.000000	0.000000
Pexp	-1.473497	-0.259860	1.000000	0.000000
Qexp	1.406072	-1.182011	0.209788	1.000000

Fonte: Dados do trabalho.

<sup>14</sup> Dos 10 parâmetros estimados no modelo, seis foram significativos, o que não constitui um problema nestes modelos, já que, uma vez que utilizam grande número de variáveis defasadas, acabam perdendo muitos graus de liberdade.

Como pode ser visto na Tabela 33, a elasticidade-preço da oferta de exportação ( $\epsilon_x$ ) é de 0,209788, condizente com a teoria econômica, o que indica que um aumento no preço de exportação incentiva a elevação das quantidades exportadas. Contudo, a taxa de câmbio apresentou relação negativa com a quantidade exportada de carne bovina (-1,18), assim como influência da renda externa no preço de exportação.

Essas relações não eram esperadas, mas podem ser explicadas pelo fato de o mercado de carne bovina ser, dentre os de produtos agropecuários, um dos que mais sofrem barreiras ao comércio internacional, sejam elas tarifárias, sejam sanitárias. Isso foi comprovado por MIRANDA e BARROS (2003), quando, ao testarem a influência de barreiras não-tarifárias na carne bovina, verificaram o efeito negativo de uma interrupção, em março de 1995, nas exportações brasileiras de carnes bovinas por parte da União Européia. Porém, neste estudo não se comprova a influência de outros tipos de eventos, como a confirmação da OIE em maio de 1998, ao colocar o Circuito-Sul do Brasil com área livre de febre aftosa, o que deveria, teoricamente, elevar as exportações brasileiras.

Eventos externos também podem ter exercido influência nesse aspecto, de modo a gerar sinais contrários aos esperados, como, por exemplo, a crise sanitária na Europa, em 1998, e a seca enfrentada pela Austrália, maior exportador mundial até então, em 1999. Além disso, estratégias de “marketing” e melhoria na qualidade da carne colaboraram para o aumento das exportações.

A Tabela 34 apresenta o modelo SVAR para quantidade importada ( $Q_{imp}$ ), pelo resto do mundo, de carne bovina, em função da renda mundial ( $R$ ) e do preço de importação ( $P_{imp}$ )<sup>15</sup>.

A elasticidade da demanda de exportação encontrada foi de -0,234076, com sinal esperado, como mostra a Tabela 34. Novamente, a influência da renda externa na quantidade exportada apresentou sinal contrário ao esperado, o que também se verifica na relação entre preço de importação e renda externa. Essas deformações podem ser explicadas pelos acontecimentos

---

<sup>15</sup> Dos 10 parâmetros encontrados, sete foram significativos.

citados anteriormente, principalmente no que se refere a barreiras tarifárias e não-tarifárias, como as impostas pela União Européia e pelos Estados Unidos.

Tabela 34 – Estimativa das relações contemporâneas para quantidade importada de carne bovina brasileira pelo resto do mundo

	R	Pimp	Qimp
R	1.000000	0.000000	0.000000
Pimp	-0.335269	1.000000	0.000000
Qimp	-0.141983	-0.234076	1.000000

Fonte: Dados do trabalho.

Tanto a elasticidade-preço de oferta de exportação brasileira quanto a elasticidade-preço de demanda mundial de carne bovina foram inelásticas.

O modelo estimado para a oferta de exportação de carne suína é apresentado na Tabela 35<sup>16</sup>. Este modelo apresenta relações positivas entre quantidade exportada de carne suína, preço de exportação e taxa de câmbio. Contudo, a relação entre renda externa e quantidade exportada, e entre preço de exportação e renda externa, foi contrária ao esperado. Assim como no caso da carne bovina, o comércio exterior de carne suína sofre pesadas restrições sanitárias, o que pode explicar essas relações não esperadas.

A elasticidade-preço de exportação foi de, aproximadamente, 5,83, o que indica que aumentos de 1% no preço de exportação elevariam a quantidade exportada em 5,83%. Isso mostra que a oferta de exportação de carne suína foi elástica, pois respondeu bem a variações nos preços de exportação.

<sup>16</sup> Dos 10 parâmetros estimados, sete foram significativos.

Tabela 35 – Estimativa das relações contemporâneas para quantidade exportada de carne suína pelo Brasil

	R	Tx	Pexp	Qexp
R	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Tx	0.526184	1.000000	0.000000	0.000000
Pexp	-2.053137	-0.102577	1.000000	0.000000
Qexp	-3.910619	0.928747	5.834166	1.000000

Fonte: Dados do trabalho.

O modelo estimado para a demanda de importação de carne suína é apresentado na Tabela 36. Os sinais dos parâmetros estimados estão coerentes com a teoria econômica. A elasticidade-preço de importação foi de, aproximadamente, -2,18, o que indica que elevação de 1% no preço de importação reduziria em 2,18% a quantidade importada. A curva de demanda de importação, a exemplo da oferta de exportação, também foi elástica em relação aos preços de importação.

Tabela 36 – Equação de co-integração, estimada a partir de um modelo VAR, para demanda mundial de importação de carne suína, representada na forma de um modelo de correção de erros vetorial

Qimp	K	Pimp	R
1	28,65356	-2,181225*	-0,560208***

Fonte: Dados do trabalho.

\* significativo a 1%; \*\*\* significativo a 10%.

As incoerências de alguns sinais encontrados no modelo de oferta de exportação podem ser explicadas pelos diversos eventos externos e internos, que não são captados pelo modelo. Um fato que pode ter influenciado negativamente as exportações brasileiras de carne suína foi a ocorrência da crise da Argentina, em 1999. Como dito anteriormente, este país é um dos principais importadores de carne suína produzida no Brasil. Outro fato, mas de ocorrência interna, foi a crise de abastecimento de milho em 2000/01, a qual elevou drasticamente os custos, prejudicando as exportações.

Além desses fatos, talvez o mais importante tenha sido a imposição de barreiras tarifárias e não-tarifárias que podem ter influenciado as exportações brasileiras. A Rússia, por exemplo, vem impondo cotas às exportações de suíno do Brasil, e a União Européia, região de maior consumo mundial desse produto, impõe pesadas tarifas a esse produto.

A Tabela 37 apresenta a oferta de exportação brasileira de carne de frango. As estimativas dos coeficientes estão de acordo com a teoria econômica. O valor encontrado para elasticidade-preço de exportação de longo prazo foi de, aproximadamente, 2,34, o que indica que um aumento de 1% no preço de exportação eleva a quantidade exportada de frango em 2,34%. Assim como a carne de suíno, a oferta de exportação brasileira de carne de frango é elástica, em relação aos preços de exportação.

Tabela 37 – Equação de co-integração, estimada a partir de um modelo VAR, para oferta de exportação de carne de frango brasileira, representado na forma de um modelo de correção de erros vetorial

Qexp	K	Pexp	Tx	R
1	-101.4942	3,289068*	3,842489*	5,080303*

Fonte: Dados do trabalho.

\* significativo a 1%.

Destaca-se, no modelo de oferta de exportação de carne de frango, a elevada influência da renda externa nas exportações, o que pode ser explicado pelo crescimento dos principais países importadores de carne de frango, como a Rússia.

Na Tabela 38 está o modelo que representa a demanda mundial de importação de carne de frango. Como pode ser observado, queda de 1% no preço de importação elevaria a quantidade importada em 1,72%. Na análise de ambos os modelos, verifica-se que as curvas de exportação brasileira e de importação mundial de carne de frango são elásticas.

Tabela 38 – Equação de co-integração, estimada a partir de um modelo VAR, para demanda mundial de importação de carne de frango, representado na forma de um modelo de correção de erros vetorial

Qimp	K	Pimp	R
1	-6,231631	-1,728565*	1,002103*

Fonte: Dados do trabalho.

\* significativo a 1%.

A carne de frango, como exposto anteriormente, também sofreu pesadas barreiras no mercado externo, porém isso não parece ter influenciado suas exportações e importações, como ocorreu com as carnes bovina e suína.

O modelo estimado para oferta de exportação de soja em grão brasileira é apresentado na Tabela 39<sup>17</sup> e apresenta resultados contrários ao esperado, no que se refere ao sentido das relações entre as variáveis. O preço de exportação influenciou, negativamente, a quantidade exportada de soja em grão do Brasil, o que contradiz a teoria econômica, e o mesmo ocorreu com a influência da renda externa no preço de exportação.

<sup>17</sup> Dos 10 parâmetros estimados, seis foram significativos.

Tabela 39 – Estimativa das relações contemporâneas da quantidade exportada de soja em grão pelo Brasil

	R	Tx	Pexp	Qexp
R	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Tx	0.271829	1.000000	0.000000	0.000000
Pexp	-0.922665	-0.772837	1.000000	0.000000
Qexp	0.559735	0.120204	-0.359243	1.000000

Fonte: Dados do trabalho.

A Tabela 40 apresenta o modelo estimado para as importações mundiais de soja em grão<sup>18</sup>.

Tabela 40 – Estimativa das relações contemporâneas da quantidade mundial importada de soja em grão

	R	Pimp	Qexp
R	1.000000	0.000000	0.000000
Pimp	-0.673826	1.000000	0.000000
Qimp	-0.913688	0.405408	1.000000

Fonte: Dados do trabalho.

Assim como no modelo de exportação, o de importação mundial de soja em grão apresentou relações inversas às esperadas, visto que a renda externa e o preço de importação influenciaram, negativamente e positivamente, a quantidade importada, além de a renda externa ter influenciado, negativamente, o preço de importação.

<sup>18</sup> Todos os parâmetros estimados foram significativos.

O fato de essas elasticidades estarem invertidas não é incomum, já que eventos e variáveis não contidos no modelo podem tê-la causado. No caso da soja em grão, segundo FIGUEIREDO (2004), houve expansão da demanda mundial<sup>19</sup>, no período de 1990 a 2004, embora os preços estivessem caindo, além de o consumo interno brasileiro ter aumentado, especialmente no que diz respeito aos derivados da soja, como o óleo e o farelo.

Outro fator importante foi o crescente aumento das importações da China, país que vem apresentando elevados índices de crescimento, razão da elevação de suas importações. Esses fatos, aliados à criação da Lei Kandir, comentada anteriormente neste trabalho, podem ter causado distúrbios no mercado de soja em grão, aumentando as exportações à medida que seus preços caíam, o que fez com que se obtivessem os resultados encontrados.

As exportações brasileiras de café são representadas pela oferta de exportação, apresentada na Tabela 41<sup>20</sup>.

Tabela 41 – Estimativa das relações contemporâneas de quantidade brasileira exportada de café

	R	Tx	Pexp	Qexp
R	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Tx	0.353274	1.000000	0.000000	0.000000
Pexp	-3.527926	0.728295	1.000000	0.000000
Qexp	-466002.8	-1768628.	10398846	1.000000

Fonte: Dados do trabalho.

<sup>19</sup> O crescimento de países como a China e o aumento do consumo mundial de soja em grão e de seus derivados podem estar causando a expansão da demanda mundial desse produto, mesmo com os preços em queda.

<sup>20</sup> Dos 10 parâmetros estimados, cinco não foram significativos.

Como dito anteriormente, a relação entre quantidade exportada e demais variáveis é linear-log. Portanto, utilizou-se a fórmula anteriormente citada para chegar ao valor da elasticidade de exportação do café brasileiro, o qual foi de 11,31609, condizente com a teoria econômica, o que indica que um aumento de 1% no preço do café faria com que as exportações elevassem cerca de 11%. A oferta de exportação de café se apresentou extremamente elástica, o que mostra o quanto a quantidade exportada foi sensível a variações no preço de exportação.

Contudo, a influência da taxa de câmbio e da renda externa na quantidade exportada de café foi contrária ao esperado, assim como a relação da taxa de câmbio e da renda sobre o preço de exportação.

O modelo encontrado para a quantidade importada de café pelo resto do mundo é apresentado na Tabela 42<sup>21</sup>.

Tabela 42 – Estimativa das relações contemporâneas de quantidade importada de café pelo resto do mundo

	R	Pimp	Qimp
R	1.000000	0.000000	0.000000
Pimp	-1.436402	1.000000	0.000000
Qimp	-0.338889	0.146556	1.000000

Fonte: Dados do trabalho.

Contradizendo a teoria econômica, os preços de importação afetaram, positivamente, a quantidade importada de café pelo resto do mundo, o que indica que um aumento de 1% nos preços de importação elevaria a quantidade importada em 0,14%, representando uma demanda inelástica, assim como a relação entre a renda externa e a quantidade importada de café. A influência da renda externa no preço de importação também foi contrária ao esperado.

<sup>21</sup> Dos 10 parâmetros estimados, três não foram significativos.

Uma possível explicação para esse fato está no modelo utilizado, no qual houve influência dos preços de importação nas importações de café, os quais já apresentavam influência da renda e da taxa de câmbio, e não apenas influências isoladas. Vale lembrar também que o modelo empírico utilizado reconhece dois efeitos, primário e secundário, da desvalorização do câmbio. O primário é o efeito direto sobre os preços relativos e o secundário, sobre o preço doméstico de café. A redução das importações de café pelo resto do mundo diminuiu o preço doméstico desse produto nos países exportadores, uma vez que aumentou a quantidade desse produto nesses países. Reduzido o preço doméstico, houve estímulo para elevar a importação de café pelo resto do mundo. A maior relevância do segundo efeito pode ser a relação positiva entre quantidade importada pelo resto do mundo e preço de importação.

Outro fato importante que explica a inversão das relações foi o enorme desequilíbrio, no mercado mundial, entre oferta e demanda de café (AGRIANUAL 2002 e 2003), provocado pela expansão da cultura em países da América Central e principalmente da Ásia, incentivada pelos governos desses países.

O fato de o mercado internacional de café ter sido, durante grande parte do período analisado, controlado por agências reguladoras, criadas pelos países produtores, é de fundamental importância para explicar os resultados encontrados. Essas intervenções podem ter sido, no decorrer dos anos, mais importantes para explicar a oferta de exportação dos países e a demanda de importação mundial, do que as variáveis econômicas utilizadas na análise.

A Tabela 43 apresenta o modelo estimado para oferta de exportação de açúcar no Brasil. Os sinais dos parâmetros estão coerentes com a teoria econômica. A elasticidade-preço de exportação foi de, aproximadamente, 1, o que indica que aumento de 1% no preço de exportação do açúcar elevaria a quantidade exportada em 1%.

A Tabela 44 expõe o modelo desenvolvido para a demanda de importação de açúcar pelo resto do mundo. Assim como no modelo de oferta de exportação, no modelo de demanda de importação os sinais dos parâmetros estimados foram coerentes com a teoria econômica. A elasticidade-preço de importação foi de, aproximadamente, -0,106, o que indica que elevação do preço de 1% reduziria a quantidade importada em 0,106%.

Tabela 43 – Equação de co-integração, estimada a partir de um modelo VAR, para oferta de exportação de carne de frango brasileira, representado na forma de um modelo de correção de erros vetorial

Qexp	K	Pexp	Tx	R
1	-25,25798	1,099561*	-1,006381 <sup>ns</sup>	1,883889*

Fonte: Dados do trabalho.

\* significativo a 1%; ns não-significativo.

Tabela 44 – Equação de co-integração, estimada a partir de um modelo VAR, para demanda mundial de importação açúcar, representado na forma de um modelo de correção de erros vetorial

Qimp	K	Pimp	R
1	10,97473	-0,106202*	0,279841*

Fonte: Dados do trabalho.

\* significativo a 1%.

O modelo estimado para quantidade exportada de suco de laranja brasileiro é apresentado na Tabela 45<sup>22</sup>. Os sinais para preço de exportação, taxa de câmbio e renda externa, em relação à quantidade exportada, são condizentes com a teoria econômica. A elasticidade-preço de oferta de exportação de aproximadamente 0,05 indica que aumento de 1% no preço de exportação elevaria a quantidade exportada em 0,05%. A oferta de exportação brasileira de suco de laranja se mostrou bem inelástica.

<sup>22</sup> Dos 10 parâmetros estimados, cinco foram significativos.

Tabela 45 – Estimativa das relações contemporâneas de quantidade brasileira exportada de suco de laranja

	R	Tx	Pexp	Qexp
R	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Tx	0.359820	1.000000	0.000000	0.000000
Pexp	-0.490246	0.180093	1.000000	0.000000
Qexp	0.550697	0.364066	0.053797	1.000000

Fonte: Dados do trabalho.

As relações entre renda externa e preço de exportação, e entre taxa de câmbio e preço de exportação, foram contrárias ao esperado. Isto pode ser explicado pelo fato de os efeitos secundários da taxa de câmbio sobre as exportações terem sido maiores que os efeitos primários. A desvalorização, a princípio, elevaria as exportações, aumentando assim a renda do país. Esse acréscimo na renda elevaria o preço doméstico, reduzindo, assim, a exportação de suco de laranja e explicado, em parte, o fato de o aumento no preço de exportação não ter incentivado as exportações de suco de laranja.

Outro fato que poderia explicar essa relação negativa é de o mercado mundial de suco de laranja ter sido considerado monopolizado, já que o Brasil é responsável por mais de 80% das exportações desse mercado, segundo ESTANISLAU et al. (2001). Essas imperfeições podem gerar perturbações nesse mercado e, conseqüentemente, aparecimento de influências contrárias às esperadas pela teoria econômica. Isso foi colocado por BARROS et al. (2002), já que resultados encontrados por eles não apresentaram relação significativa entre quantidade exportada de suco de laranja, pelo Brasil, e variáveis explicativas.

O modelo SVAR, calculado para quantidade importada de suco de laranja pelo resto do mundo, é apresentado no Tabela 46<sup>23</sup>. Verifica-se que, se

<sup>23</sup> Dos seis parâmetros estimados, três foram significativos.

houvesse elevação do preço de importação em 1%, a quantidade importada reduziria em cerca de 0,06%.

Tabela 46 – Estimativa das relações contemporâneas de quantidade importada de suco de laranja pelo resto do mundo

	R	Pimp	Qimp
R	1.000000	0.000000	0.000000
Pimp	-0.867201	1.000000	0.000000
Qimp	-0.140062	-0.069614	1.000000

Fonte: Dados do trabalho.

A renda externa apresentou sinal inverso ao esperado, em relação ao preço de importação, o que não ocorreu com as demais variáveis. As imperfeições de mercado, citadas anteriormente, podem estar causando esta controvérsia.

#### 4.2.2. Análise das elasticidades de oferta de divisas

Calculadas as elasticidades-preço de oferta de exportação brasileira e de demanda de importação mundial, resta agora encontrar as elasticidades de oferta de divisas.

Como colocado anteriormente, se a elasticidade de oferta de divisas encontrada fosse maior que 1, uma desvalorização cambial aumentaria a arrecadação em divisas, por meio das exportações do produto em questão. Caso essa elasticidade fosse menor que 1, as desvalorizações reduziram o acúmulo de divisas por meio das exportações do produto relacionado e, caso fosse igual a 1, nada alteraria a entrada de divisas.

Utilizando a equação (6) encontra-se o valor de 10,66 para elasticidade de oferta de divisas da carne bovina, o que indica que desvalorização de 1% no câmbio elevaria, consideravelmente, o valor exportado (em moeda estrangeira)

de carne bovina brasileira em cerca de 10,66%. Segundo esses resultados, a desvalorização de 1999, como citado anteriormente, não só elevou a quantidade exportada desse produto, mas também aumentou, consideravelmente, o valor exportado em divisas e, conseqüentemente, em moeda nacional, o que reforça a importância dessa cultura para o Brasil.

A elasticidade de oferta de divisas ( ), encontrada para carne suína, foi de aproximadamente -5,08, o que indica que desvalorizações de 1% no câmbio reduziriam o valor das exportações brasileiras de carne suína em cerca de 5%, ou seja, teriam efeitos perversos sobre o valor exportado, em moeda estrangeira, de carne suína. SIMÕES e FERREIRA (2000) alertaram para essa possível relação, quando observaram que, no ano de 1999 a 1998, houve aumento no volume exportado desse produto, apesar de o valor exportado ter apresentado redução.

A exemplo da carne suína, encontrou-se elasticidade de oferta de divisas ( ) de, aproximadamente, -5,75 para a carne de frango, o que indica que desvalorização na taxa de câmbio teria igualmente efeito perverso sobre o valor exportado, em moeda estrangeira desse produto. Contudo, esses resultados jamais podem levar a um julgamento negativo das exportações desses produtos. Embora a entrada de divisas proveniente das exportações de carne suína e de frango tenha diminuído, o valor em moeda nacional terá sempre acréscimo, o que indica que essas desvalorizações servem para elevar a renda interna, em moeda nacional.

Os resultados negativos encontrados para oferta de divisas de carne suína e de frango mostram que a demanda de importação mundial possui elasticidade inferior à oferta de exportação brasileira. Isso indica que a oferta brasileira é mais sensível a preços do que a demanda mundial, característica de um país que não tem capacidade de determinar preços no exterior, o que não quer dizer que tenha papel secundário nessa atividade.

Ao utilizar as elasticidades-preço da oferta de exportação brasileira de soja em grão e de demanda de exportação mundial desse produto, chegou-se à elasticidade de oferta de divisas ( ) de 4,627, o que indica que desvalorização cambial elevaria o valor, em divisas, das exportações brasileiras de soja em grão. Como analisado anteriormente, isso demonstra que a oferta de exportação brasileira de soja em grão foi menos sensível a

preços do que a demanda mundial de importação do produto em questão, o que indica, talvez, a capacidade do país em determinar preços nesse mercado.

Mediante as elasticidades de oferta de exportação e de demanda de importação para o café e o açúcar, encontraram-se valores de -0,863367 e -1,224, respectivamente, para elasticidade de oferta de divisas ( ), a qual indica que uma desvalorização cambial reduziria o valor das exportações brasileiras de café e da açúcar, em divisas. A mesma análise feita para suínos e frango, com relação às elasticidades da curva de demanda e de oferta, pode ser feita para o café e para o açúcar. Contudo, sabe-se que o Brasil é o maior produtor e exportador mundial desses bens, embora, nos últimos anos, tenha perdido espaço no mercado mundial, o que pode ter enfraquecido a capacidade do país de determinar preço neste.

Finalizando, tem-se a elasticidade de oferta de divisas encontrada para o suco de laranja, a qual foi de, aproximadamente, 3,638, o que indica que desvalorização no câmbio elevaria o valor das exportações brasileiras de suco de laranja. Esse resultado demonstra que a curva de oferta de exportação brasileira de suco de laranja é menos elástica que a de demanda de importação mundial desse bem, o que pode indicar que o Brasil seja um formador de preços nesse mercado. Essa colocação é perfeitamente aceitável, já que o país é responsável por cerca de 80% das exportações mundiais de suco de laranja.

A Tabela 47 apresenta um resumo dos resultados encontrados até aqui.

Esses resultados mostram que a desvalorização cambial, como medida para captar divisas e possivelmente equilibrar o balanço de pagamentos, pode não ser a política mais adequada. Embora controversos, resultados semelhantes foram encontrados por TEJADA et al. (2004), para produtos agropecuários no Rio Grande do Sul, e por FERREIRA (2000), para produtos manufaturados. É interessante ressaltar que ambos utilizaram metodologia diferente da adotada neste trabalho.

Tabela 47 – Influência da desvalorização cambial no valor exportado das mercadorias, em moeda estrangeira

Produto	Efeito da desvalorização cambial sobre o valor exportado, segundo a abordagem das elasticidades.
Carne bovina	Positivo
Carne suína	Negativo
Carne de frango	Negativo
Soja em grão	Positivo
Café	Negativo
Açúcar	Negativo
Suco de laranja	Positivo

Fonte: Dados do trabalho.

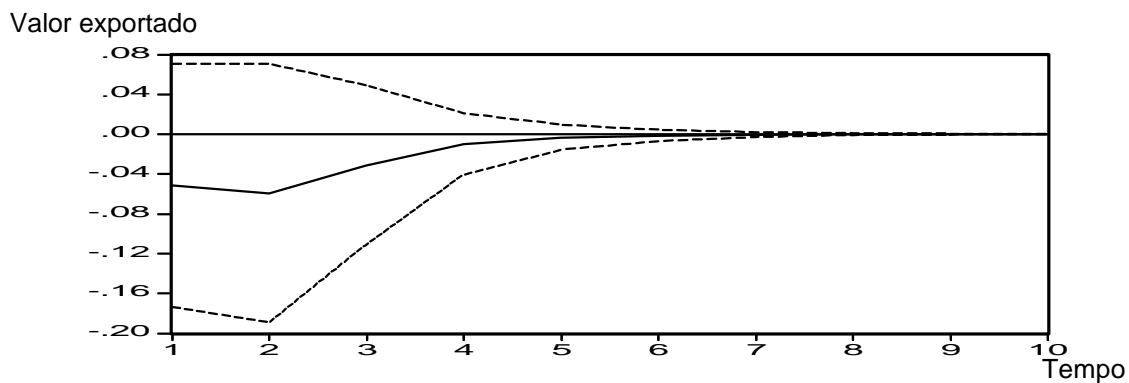
### 4.3. Efeito da taxa de câmbio, preço de exportação e renda externa no valor das exportações brasileiras

#### 4.3.1. Relação renda externa e valor exportado

A Figura 2 mostra a resposta do valor das exportações de carne bovina aos choques de um desvio-padrão na renda externa. Percebe-se que a influência da renda externa no valor das exportações de carne bovina é negativa até o quarto ano, tornando-se nula a partir de então, e retornando ao equilíbrio anterior.

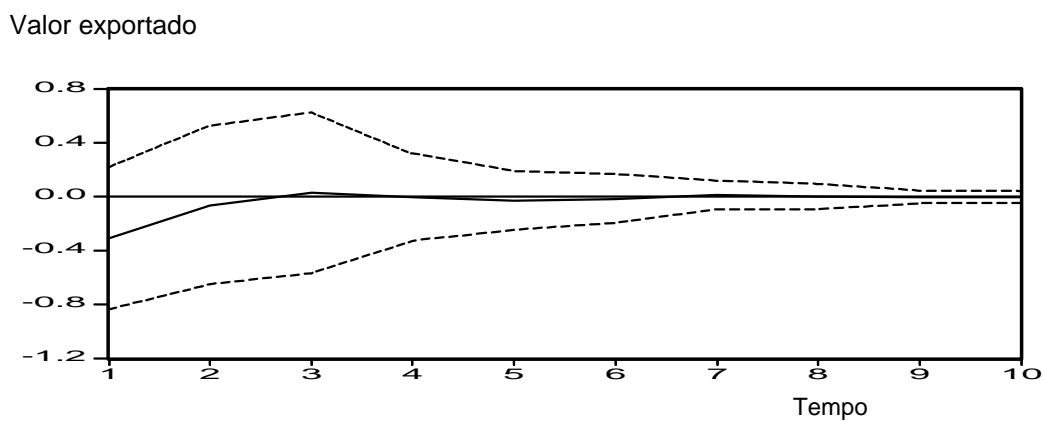
A Figura 3 indica a reação do valor das exportações de carne suína a choques na renda externa, que exerceu influência negativa no valor das exportações até o terceiro ano, voltando, a partir daí, ao equilíbrio anterior.

Ao contrário da carne bovina e suína, a renda externa influenciou positivamente o valor exportado de carne de frango, o que pode ser visto na Figura 4. O valor das exportações cresceu abruptamente diante de choques positivos na renda externa, no primeiro ano, e continuou a aumentar, nos anos seguintes, de forma mais suave.



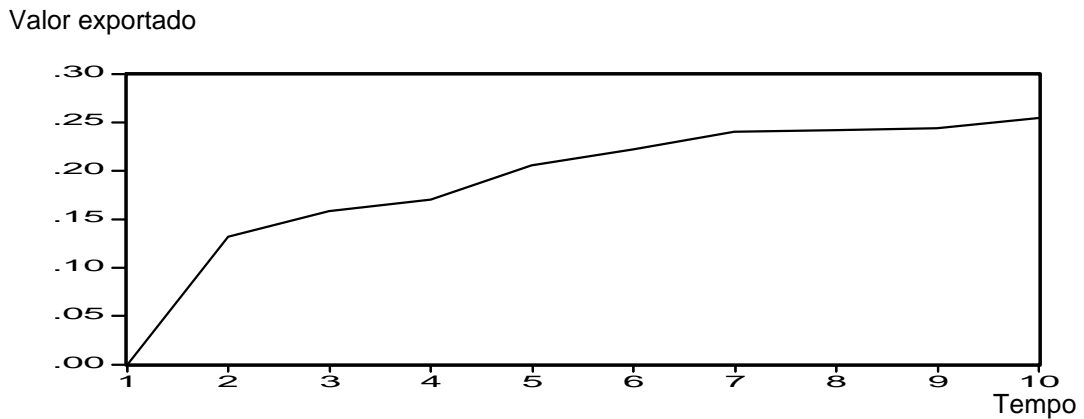
Fonte: Dados do trabalho.

Figura 2 – Resposta do valor das exportações de carne bovina a choques na renda externa.



Fonte: Dados do trabalho.

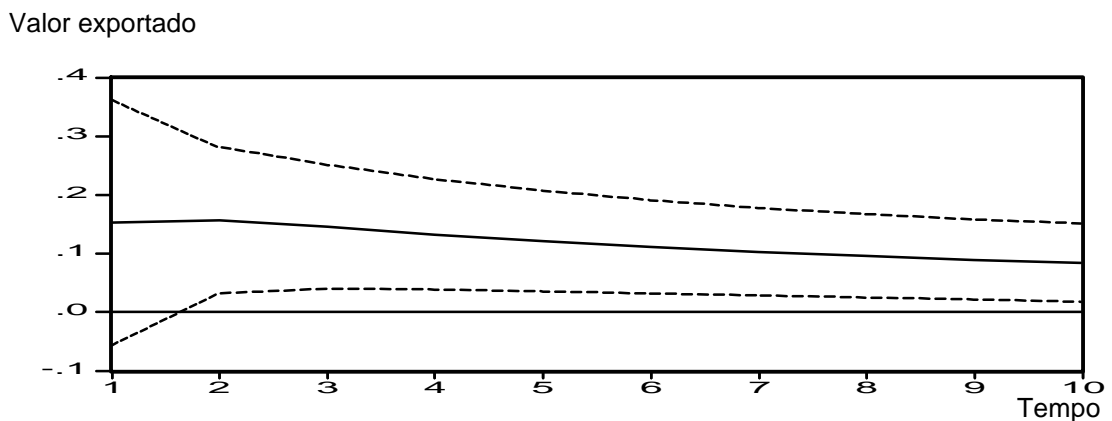
Figura 3 – Resposta do valor das exportações de carne suína a choques de um desvio-padrão na renda externa.



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 4 – Resposta do valor das exportações de carne de frango a choques de um desvio-padrão na renda externa.

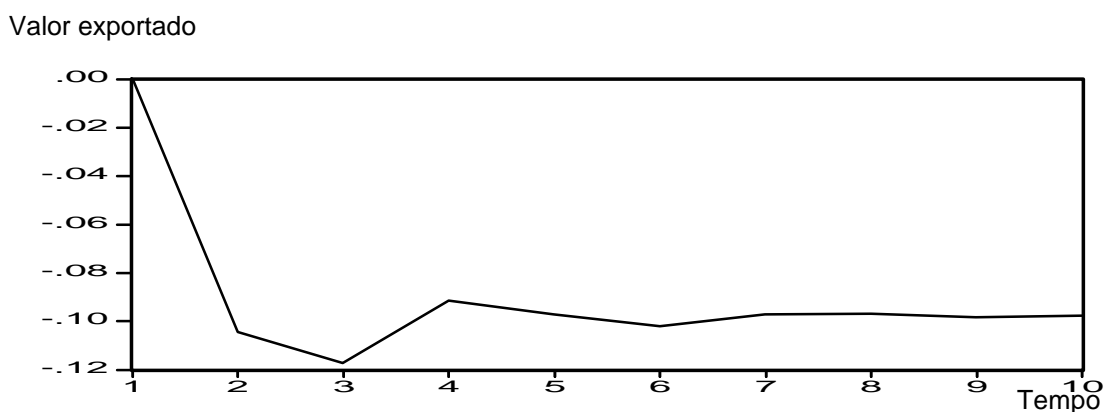
Na Figura 5, tem-se a reação do valor das exportações brasileiras de soja em grão a choques de um desvio-padrão na renda externa. Como pode ser visto na Figura 5, a renda externa influenciou, positivamente, o valor das exportações brasileiras de soja em grão.



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 5 – Resposta do valor das exportações de soja a choques na renda externa.

A relação entre renda externa e quantidade exportada de café pelo Brasil encontra-se na Figura 6. Choques positivos na renda externa reduziram o valor das exportações de café do Brasil já a partir do primeiro ano, tendendo a um equilíbrio após o sexto ano, mas em nível inferior ao encontrado anteriormente.



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 6 – Resposta do valor das exportações brasileiras de café a choques na renda externa.

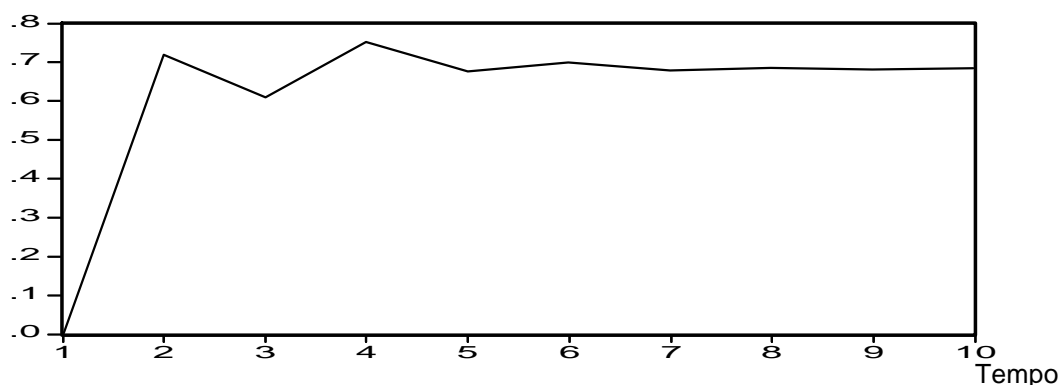
A Figura 7 apresenta a reação do valor exportado de açúcar a choque na renda externa. A renda afetou o valor da exportação desse produto principalmente no primeiro ano, tendendo, a partir daí, a um equilíbrio, mas em patamar mais elevado.

Pela análise de impulso-resposta para o valor exportado de suco de laranja, tem-se, na Figura 8, a resposta do valor das exportações de suco de laranja a choques na renda externa.

A renda externa exerceu influência negativa no valor das exportações de suco de laranja até o segundo ano, passando, a partir daí, a ter relação positiva e tendendo ao equilíbrio inicial.

A renda externa exerceu influência negativa na carne bovina, suína, café e suco de laranja apenas no primeiro ano, passando então a ter influência positiva. O açúcar destacou-se, pois sofreu influência positiva considerável da renda externa, assim como a carne de frango e a soja em grão.

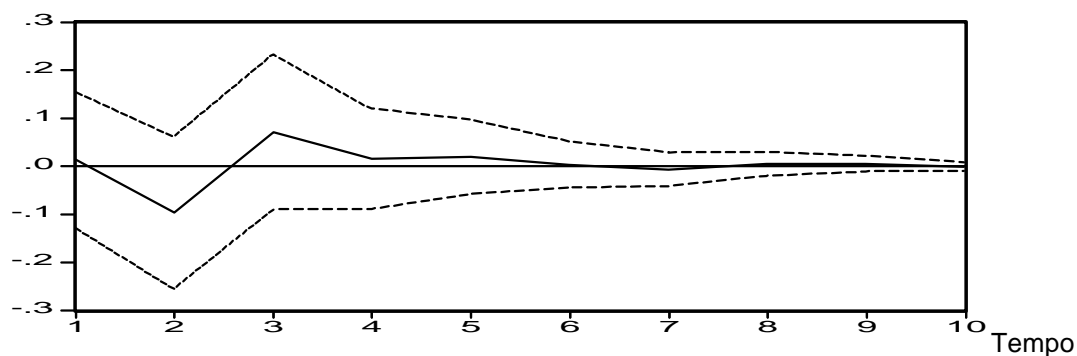
Valor exportado



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 7 – Resposta do valor das exportações de açúcar a choques na renda externa.

Valor exportado



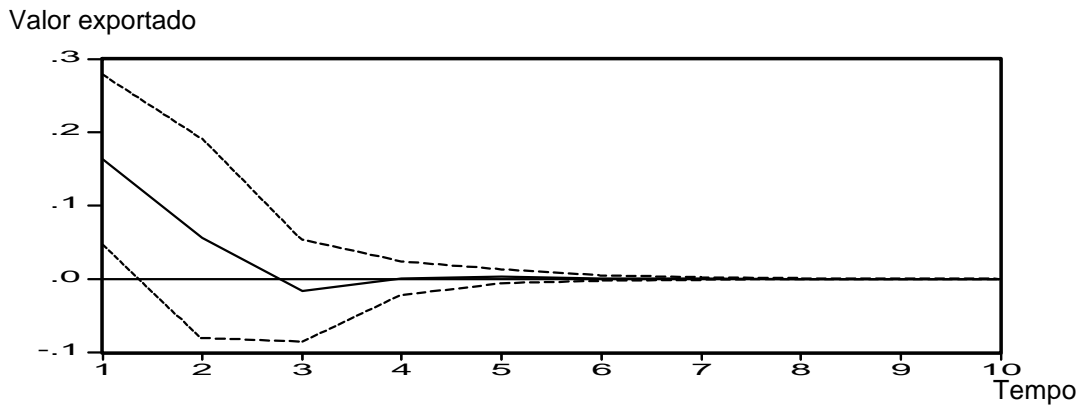
Fonte: Dados do trabalho.

Figura 8 – Influência da renda externa no valor das exportações brasileiras de suco de laranja.

#### 4.3.2. Relação taxa de câmbio e valor exportado

A Figura 9 apresenta a resposta do valor das exportações de carne bovina a choques na taxa de câmbio. Como observado, a influência foi positiva, porém decrescente até o segundo período, tornando-se negativa e voltando ao equilíbrio após o quarto período. Esse resultado reforça o que se identificou

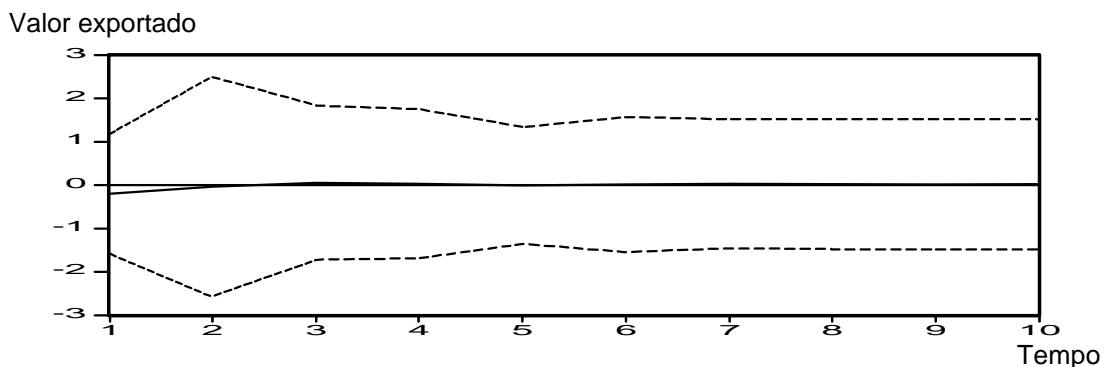
anteriormente, ou seja, que uma desvalorização cambial realmente provocou resultados positivos no valor das exportações brasileiras de carne bovina.



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 9 – Resposta do valor das exportações de carne bovina a choques na taxa de câmbio.

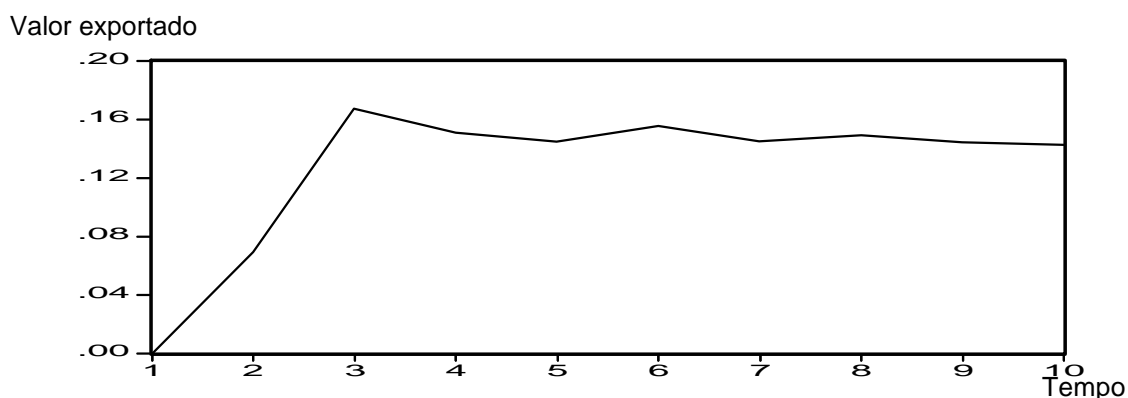
A Figura 10 determina a resposta do valor das exportações de carne suína a choques na taxa de câmbio, que influenciou, negativamente, o valor das exportações até o segundo ano, retornando, a partir daí, ao equilíbrio anterior, o que confirma o resultado encontrado, quando foi determinada a elasticidade de oferta de divisas.



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 10 – Resposta do valor das exportações de carne suína a choques na taxa de câmbio.

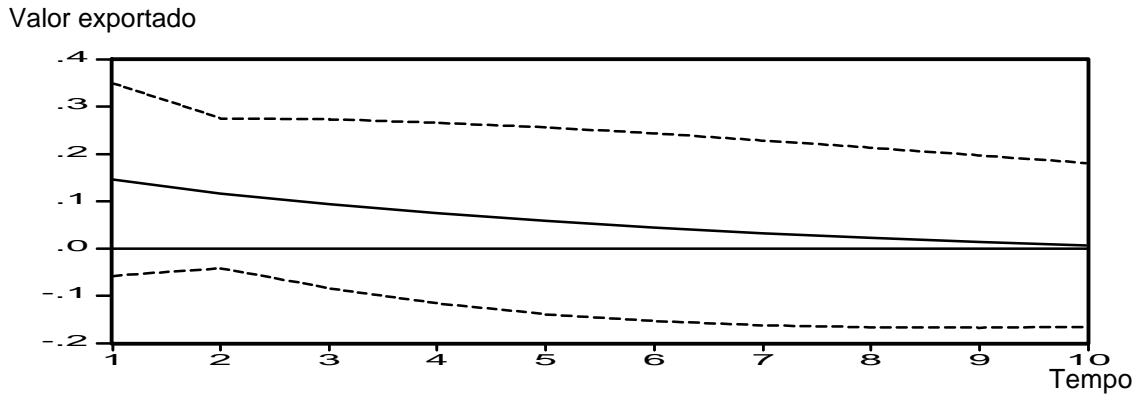
Na Figura 11, tem-se a influência de um choque na taxa de câmbio no valor das exportações brasileiras de frango, que respondeu, significativamente, a choques positivos na taxa de câmbio nos três primeiros anos, tendendo, a partir daí, a um equilíbrio em nível mais elevado que o inicial. Os resultados encontrados na análise de impulso-resposta não coincidem com os encontrados para os modelos SVAR. No entanto, é interessante lembrar que, nesses modelos, os efeitos do preço e da taxa de câmbio sobre a quantidade são acumulados, ou seja, o efeito do preço sobre a quantidade, por exemplo, leva em consideração o efeito da taxa de câmbio e da renda sobre o preço, o que dá maior confiabilidade a este modelo.



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 11 – Resposta do valor das exportações de carne de frango a choques na taxa de câmbio.

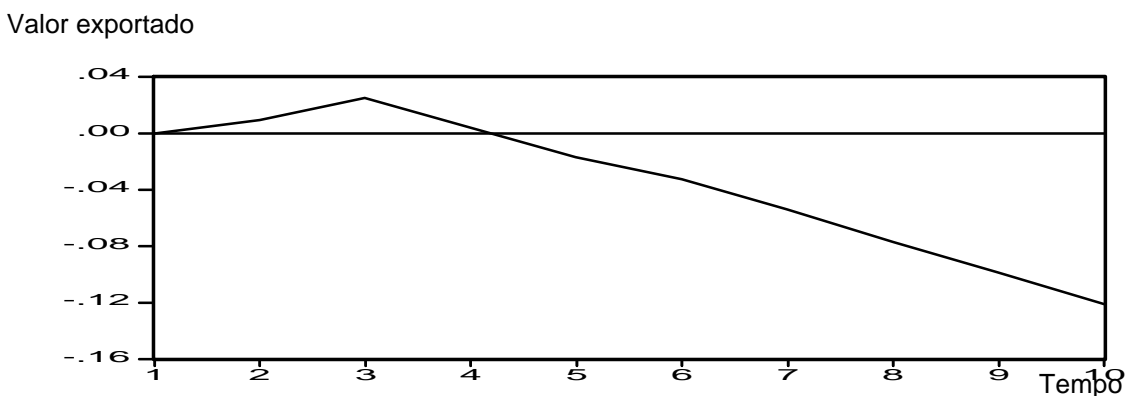
A relação entre valor de exportação de soja em grão e taxa de câmbio é apresentada na Figura 12. Assim como a renda externa, a taxa de câmbio influenciou positivamente, em todos os períodos, o valor das exportações brasileiras de soja em grão, o que confirma os resultados encontrados, valendo-se da elasticidade de oferta de divisas.



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 12 – Resposta do valor das exportações de soja a choques na taxa de câmbio.

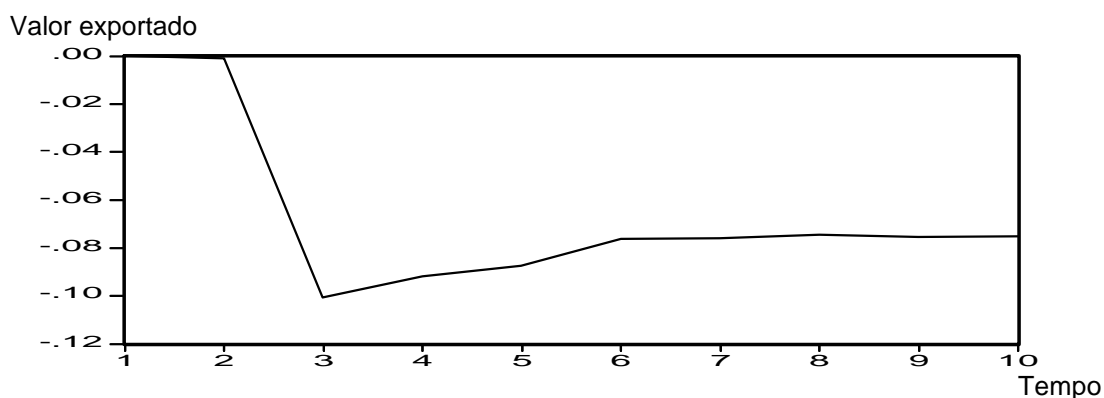
Plotada na Figura 13 está a resposta do valor das exportações de café a choques positivos na taxa de câmbio. A função de impulso-resposta confirma o que já havia sido constatado na análise dos modelos anteriores e no cálculo da elasticidade de oferta de divisas, em que choques na taxa de câmbio reduziram o valor das exportações brasileiras de café. Embora tenha ocorrido aumento no terceiro ano, na análise, a influência cumulada do período foi considerada negativa.



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 13 – Resposta do valor das exportações brasileiras de café a choques na taxa de câmbio.

A Figura 14 informa a influência do valor exportado na taxa de câmbio, que influenciou, negativamente, o valor das exportações brasileiras de açúcar, principalmente a partir do segundo ano, tendendo, após o sexto ano, a um novo equilíbrio, mas a um patamar inferior ao inicial. Esse resultado confirma o valor encontrado para elasticidade de oferta de divisas.

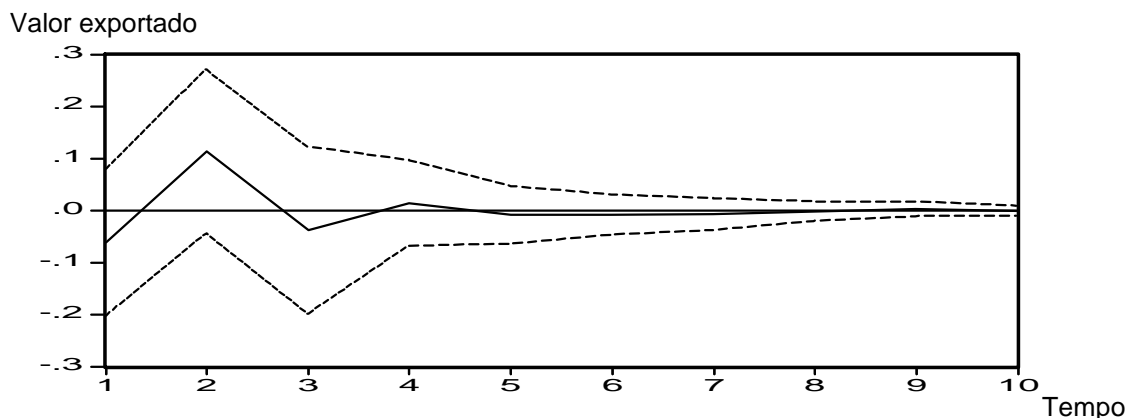


Fonte: Dados do trabalho.

Figura 14 – Resposta do valor das exportações de açúcar a choques na taxa de câmbio.

A Figura 15 apresenta a influência da taxa de câmbio no valor das exportações brasileiras de suco de laranja. Como pode ser observado, a taxa de câmbio apresentou influência negativa no primeiro ano, positiva no segundo, e novamente negativa no terceiro ano, tendendo, a partir daí, ao equilíbrio anterior. No período, a influência da taxa de câmbio pode ser considerada positiva.

A análise de impulso-resposta confirma os resultados encontrados no cálculo da elasticidade de oferta de divisas para o suco de laranja. Tal elasticidade se aproximou de 4, o que indica que desvalorizações no câmbio afetariam, positivamente, o valor das exportações. Isso é o que aconteceria se fossem considerados todo o período analisado e o desvio-padrão, na Figura 15.

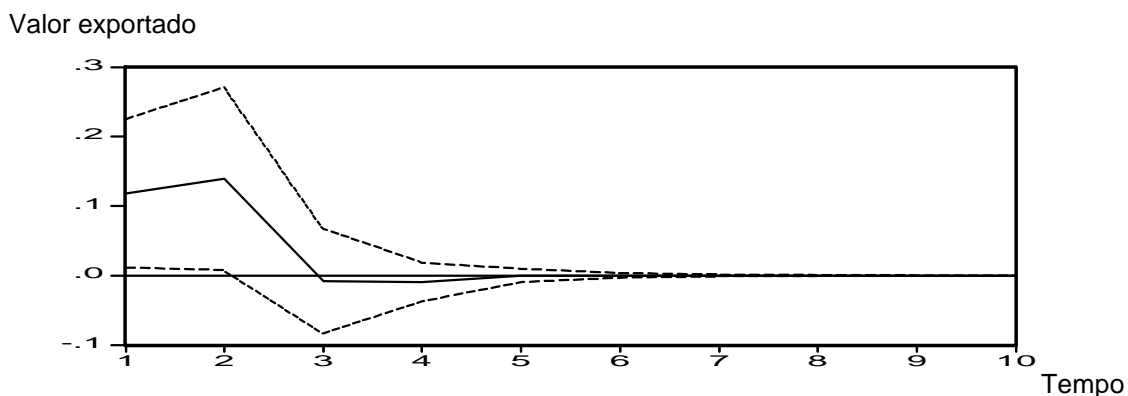


Fonte: Dados do trabalho.

Figura 15 – Influência da taxa de câmbio no valor das exportações brasileiras de suco de laranja.

#### 4.3.3. Relação preço de exportação e valor exportado

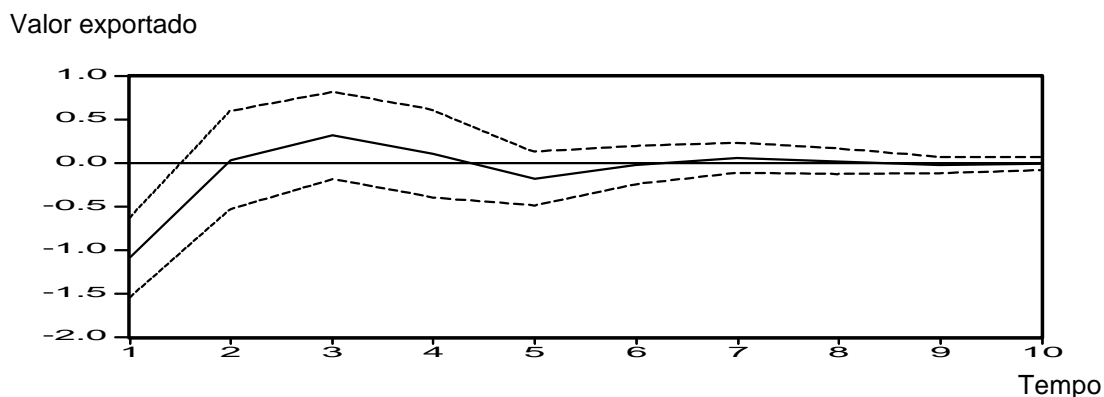
A Figura 16 apresenta a resposta do valor das exportações de carne bovina a choques no preço de exportação, que exerceu influência positiva no valor das exportações até a metade do segundo ano, negativa até o quarto ano, e retornou ao equilíbrio inicial desde então.



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 16 – Resposta do valor das exportações de carne bovina a choques no preço de exportação.

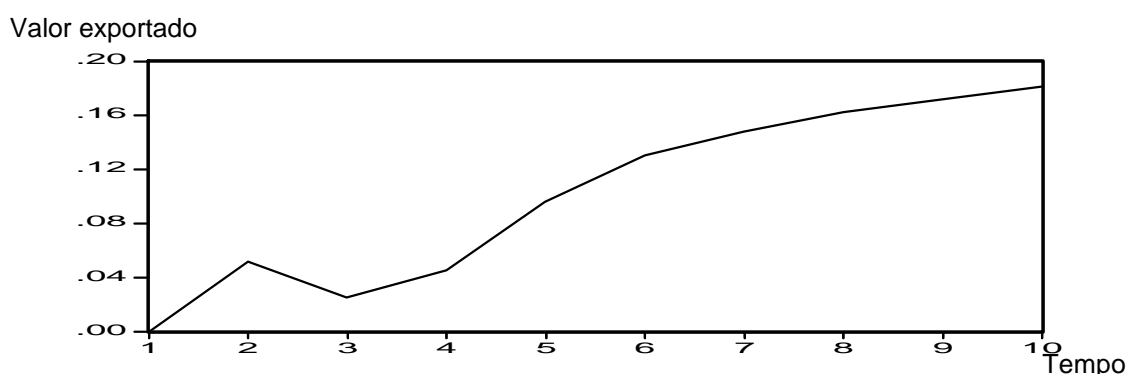
Na Figura 17 é demonstrada a influência do preço de exportação no valor das exportações de carne suína, a qual foi inicialmente negativa no primeiro ano, positiva no segundo, retornando, a partir do quarto ano, ao equilíbrio anterior.



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 17 – Resposta do valor das exportações de carne suína a choques de um desvio-padrão no preço de exportação.

Na Figura 18, registra-se a influência de um choque no preço de exportação no valor das exportações de frango, cujo preço influenciou, consideravelmente, o valor das exportações, e o retorno ao equilíbrio não foi alcançado nos anos analisados.

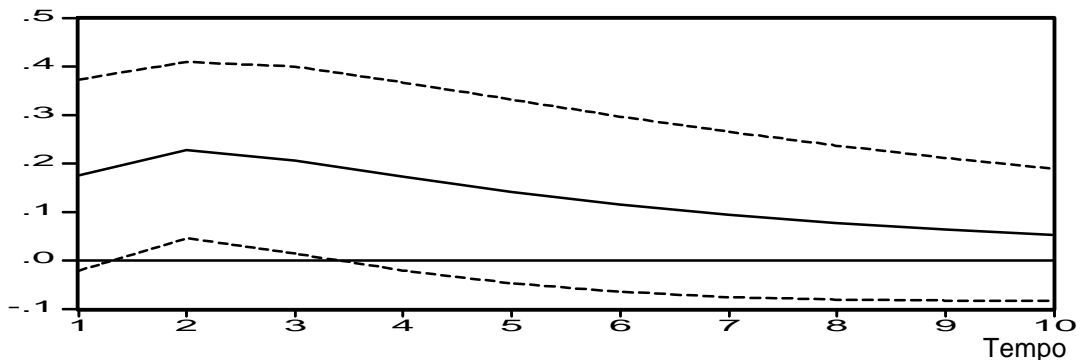


Fonte: Dados do trabalho.

Figura 18 – Resposta do valor das exportações de carne de frango a choques no preço de exportação.

A relação entre preço de exportação e valor das exportações de soja em grão é apresentada na Figura 19. O preço de exportação, que acompanhou as demais variáveis, exerceu influência positiva nesse valor, em todos os períodos, retornando, a partir do nono ano, ao equilíbrio anterior.

Valor exportado



Fonte: Dados do trabalho.

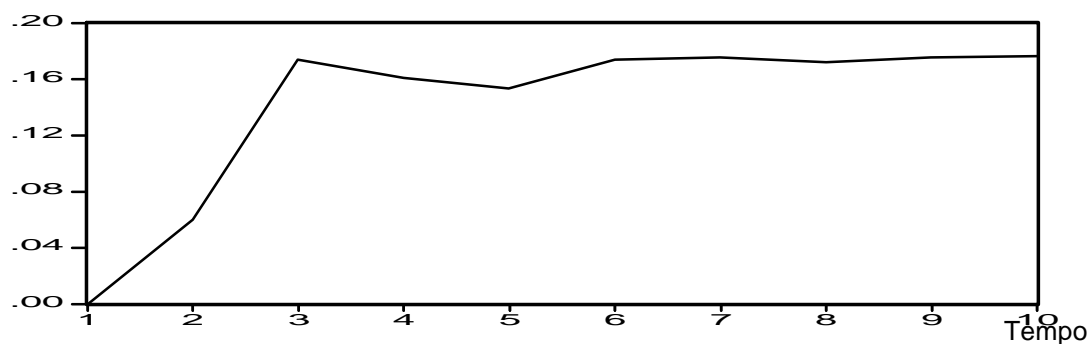
Figura 19 – Resposta do valor das exportações de soja a choques no preço de exportação.

Na Figura 20, apresenta-se a resposta do valor das exportações de café a choques no preço de exportação, que afetaram, positivamente, o valor das exportações desde o primeiro ano, retornando a um equilíbrio superior ao inicial.

A resposta do valor das exportações de açúcar a choques no preço de exportação é apresentada na Figura 21. O preço exerceu grande influência no valor das exportações, do primeiro ao quarto ano, passando, a partir daí, a influenciá-lo negativamente, e atingiu novo equilíbrio em patamar inferior ao inicial.

A influência do preço de exportação no valor das exportações de suco de laranja é apresentada na Figura 22, a qual foi positiva até o final do primeiro ano, tendendo, já a partir do segundo ano, ao equilíbrio anterior.

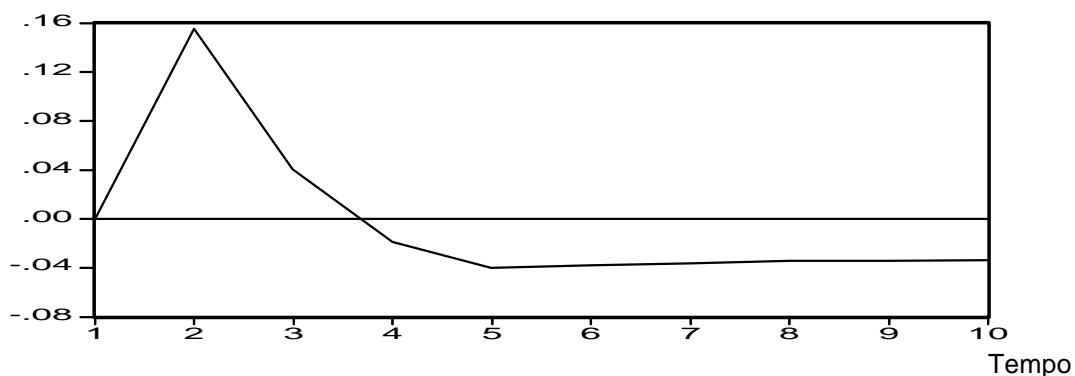
Valor exportado



Fonte: Dados do trabalho.

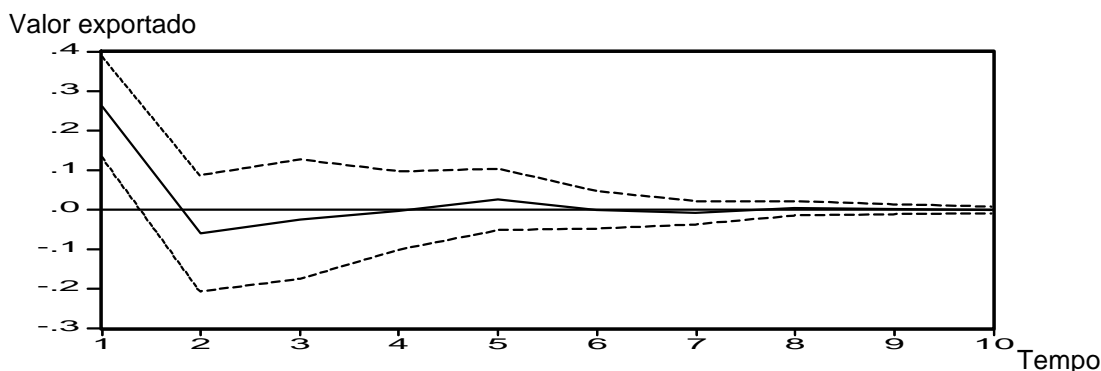
Figura 20 – Resposta do valor das exportações de café a choques no preço de exportação.

Valor exportado



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 21 – Resposta do valor das exportações de açúcar a choques no preço de exportação.



Fonte: Dados do trabalho.

Figura 22 – Influência do preço de exportação no valor das exportações brasileiras de suco de laranja.

Como pôde-se notar, o preço de exportação e a taxa de câmbio foram as variáveis que exerceram maior influência no valor das exportações de carne bovina, no período analisado. Destaca-se, também, relação negativa entre renda externa e valor importado de carne bovina. As exportações de carne bovina, como citado anteriormente, sofreram grande influência de barreiras sanitárias, o que pode ter provocado relação inversa entre essas variáveis.

Assim como ocorreu com a carne bovina, o preço de exportação foi a variável que exerceu maior influência no valor exportado de carne suína, seguido pela renda externa, que novamente apresentou relação inversa com o produto em questão. Isto tende a deixar ainda mais clara a forte influência de fatores exógenos, como barreiras sanitárias, no valor e na quantidade exportada brasileira. A taxa de câmbio teve pequena influência negativa no valor exportado de carne suína.

Ao contrário do que ocorreu nos produtos analisados até aqui, o preço de exportação não foi a variável que mais influenciou o valor das exportações brasileiras de frango, embora tenha sido significativa, ficando esta a cargo da renda externa. O fato de as exportações brasileiras de carne de frango terem ganhado importância somente após 1999 pode explicar o motivo de esse produto não ter sofrido tanto com barreiras sanitárias anteriormente, o que faz

com que esse fato não distorça as relações entre renda externa e valor exportado.

Novamente, o preço de exportação foi a variável que exerceu maior influência no valor exportado de soja em grão. Tanto a renda externa quanto a taxa de câmbio tiveram influência significativa e equivalente no valor exportado de soja em grão. Porém, após o segundo ano, a taxa de câmbio apresentou perda abrupta de influência, enquanto a renda externa conservou-se relativamente influente, por longo período.

Pode-se constatar relação entre a soja em grão e as carnes analisadas no trabalho. O fato de a soja estar ligada à produção dessas carnes, como insumo básico, principalmente na Europa, indica que a influência positiva da taxa de câmbio no valor exportado de carne bovina e de frango pode levar essa variável a influenciar, positivamente, o valor exportado de soja em grão, fator fundamental na determinação do valor exportado de soja em grão, tamanha a ligação dos produtos. Embora a relação entre a taxa de câmbio e o valor exportado de carne suína tenha sido negativa, é bom lembrar que ela foi, segundo as funções de impulso-resposta, bem pequena.

Assim como no caso da carne bovina, suína e da soja, o preço de exportação foi a variável que exerceu maior influência, o que contribuiu para o aumento do valor das exportações de café. Na seqüência, têm-se a renda externa e a taxa de câmbio, que influenciaram, negativamente, o valor exportado.

A variável que exerceu maior influência no valor das exportações brasileiras de açúcar foi a renda externa, assim como ocorreu com a carne de frango, que atingiu o valor surpreendente de 0,7 no terceiro ano, embora a influência do preço de exportação tenha sido significativa.

A exemplo do café e da carne bovina, suína e a soja, o preço de exportação foi a variável que exerceu maior influência no valor das exportações brasileiras de suco de laranja, principalmente no primeiro ano de análise. As funções de impulso-resposta mostram que essas influências não se propagaram por vários períodos, como ocorreu com os demais produtos. Novamente, a renda apresentou relação negativa com o valor exportado do produto. No caso do suco de laranja, o fato de a renda apresentar influência negativa e de os impulsos não se propagarem por um período maior de tempo

pode ser devido à característica monopolizadora desse mercado, o que fez com que essas variáveis não fossem tão importantes para determinar o valor e a quantidade exportada do produto.

## 5. RESUMO E CONCLUSÕES

Ao longo dos anos, o Brasil tem enfrentado sérios problemas em sua balança comercial, os quais, na maioria das vezes, eram solucionados, mesmo que temporariamente, por meio de desvalorizações cambiais.

Este trabalho buscou testar a eficiência de determinadas políticas cambiais e desvalorizações na taxa de câmbio no valor exportado de carne bovina, carne suína e carne de frango, soja em grão, café, açúcar e suco de laranja. Tais produtos foram escolhidos por serem representativos na pauta de exportação brasileira.

Para tal, foram estimados modelos de oferta de exportação brasileira e de demanda de importação mundial para cada produto em questão, com o objetivo de encontrar as elasticidade-preço de exportação e a elasticidade-preço de importação, podendo, a partir daí, encontrar a elasticidade de oferta de divisas, que traria a informação se uma desvalorização cambial reduziria, ou não, o valor das exportações brasileiras. Além disto, foram estimadas funções de impulso-resposta, que relacionavam o valor exportado com choques na renda externa, taxa de câmbio e preço de exportação, objetivando analisar como o valor exportado se comportaria diante de choques nessas variáveis e quais as variáveis que exerceriam maior influência no valor exportado.

Dos sete produtos analisados, quatro apresentaram elasticidade de oferta de divisas ( $m$ ) menor que 1, quais sejam, café, açúcar, carne de frango e carne suína, o que indica que desvalorizações na moeda reduziriam o valor

exportado dessas mercadorias. Os produtos restantes, carne bovina, suco de laranja e soja, apresentaram  $m > 1$ , o que mostra que aumentos na taxa de câmbio elevariam o valor exportado dessas mercadorias.

Esses resultados se confirmaram, à exceção da carne de frango, quando se estimaram funções de impulso-resposta, pelas quais se verificou o efeito de choques na taxa de câmbio sobre o valor exportado das mercadorias.

Pelas mesmas funções de impulso-resposta constatou-se que, à exceção da carne de frango e do açúcar, o preço de exportação foi a variável que exerceu maior influência no valor exportado das mercadorias, embora a influência do preço de exportação tenha sido considerável nos dois produtos citados anteriormente. Diante desse fato, o governo deveria tomar medidas que desonerassem as exportações brasileiras, reduzindo os preços de exportação, o que elevaria consideravelmente o valor exportado pelo Brasil.

Outro fato que deve ser levado em consideração é a influência negativa da renda externa ora na quantidade importada, ora na quantidade exportada, ora nos preços de exportação, principalmente no que se refere à carne bovina e suína, o que indica que as barreiras sanitárias, dentre outras, têm sido mais importantes para determinar quantidade exportada e importada do que renda.

Finalizando, os resultados mostram que desvalorizações cambiais nem sempre são aconselháveis ou desejáveis para aumentar o valor das exportações brasileiras em divisas e talvez combater déficits em conta-corrente. Embora essas desvalorizações elevem a quantidade exportada, o valor exportado, variável que realmente importa, pode estar sendo reduzido. No caso brasileiro, os principais produtos exportáveis, como a soja em grão, a carne bovina e o suco de laranja, responderam positivamente às desvalorizações na taxa de câmbio, porém nada garante que, no agregado, essas desvalorizações reduzam o valor agregado das exportações brasileiras. O trabalho não contemplou produtos industrializados e do setor de serviços, mas a análise conjunta desses três setores, agrícola, industrial e serviços, poderia determinar melhor o efeito de uma desvalorização cambial sobre o valor das exportações brasileiras, proposta para um próximo trabalho.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVIM, F.H.B., BACHA, C.J.C., ALVES, C.C. Estimativa de uma equação de demanda de exportações brasileiras de café - período de 1980 a 2001. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 1, n. 4, p. 441-459, out./dez. 2003.

AZEVEDO, F.S. **Aspectos teóricos sobre comércio exterior e a evolução da balança comercial brasileira de 1950 a 2000**. Belo Horizonte: UFMG, 2002. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Minas Gerais, 2002.

BACHA, E.L. **Os mitos de uma década: ensaios de economia brasileira**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1976. 176 p.

BAER, W. **A economia brasileira**. São Paulo: Nobel, 1996. 416 p.

BAER, W. **A economia brasileira**. 2.ed. São Paulo: Nobel, 2003. 509 p.

BARROS, G.S.C., BACCHI, M.R.P., BURNQUIST, H.L. **Estimação de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Brasília: IPEA, 2002. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2004.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. 2003. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 13 fev. 2004.

CAMPOS, A.C. **Economic impacts of United States dollar devaluations on American**. Oklahoma State University, 1978. Tese (Doutorado) – Oklahoma State University, 1978.

CASTRO, A.S., CAVALCANTI, M.A.F.H. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil - 1955/95**. Brasília: IPEA, 2000. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 08 maio 2004.

CASTRO, A.S., JÚNIOR, J.L.R. **Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras**. Brasília: IPEA, 2000. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 08 maio 2004.

CAVALCANTI, M.A.F.H., RIBEIRO, F.J. **As exportações brasileiras no período de 1977/96: desempenho e determinantes**. Brasília: IPEA, 1998. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2004.

COELHO, A.B. **A cultura do algodão e a questão da integração preços internos e externos**. São Paulo: USP, 2002. 136 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, 2002.

ESTANISLAU, M.L.L., BOTEON, M., CANÇADO JÚNIOR, F.L., PAIVA, B.M. Laranjas e sucos: aspectos econômicos. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 22, n. 209, p. 8-20, mar./abr. 2001.

FERREIRA, A.H.B. Pass-through da taxa de câmbio: modelos teóricos e evidências empíricas para as exportações brasileiras de manufaturados. In: FONTES, R., ARBEX, M.A. (Eds.). **Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações**. Viçosa: UFV, 2000. p. 247-266.

FOOD AND AGRICULTURAL ORGANIZATION – FAO. **Faostat agriculture data**. Disponível em: <<http://apps.fao.org/page/collections?subset=agriculture>>. Acesso em: 13 fev. 2004.

FRANCO, G.H.B. **Pequena história do câmbio no Brasil**. Disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br/gfranco/a61.htm>>. Acesso em: 12 dez. 2004a.

FRANCO, G.H.B. **Pequena história do câmbio no Brasil (2)**. Disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br/gfranco/a61.htm>>. Acesso em: 12 dez. 2004b.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV. Disponível em: <<http://fgvdados.br>>. Acesso em: 20 mar. 2004.

GIAMBIAGI, F., ALÉM, A.C. **Finanças públicas: teoria e prática no Brasil**. 1999. 415 p.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994. 799 p.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. Disponível em: <[www.ipea.gov.br](http://www.ipea.gov.br)>.

KRUGMAN, P.R., OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. São Paulo: Makron Books, 1999.

LAGO, L.A. A retomada do crescimento e as distorções do “milagre”: 1967-1973. In: ABREU, M.P. (Org.). **A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana, 1889-1989**. 9.ed. Rio de Janeiro: Campus, 1990. p. 233-332.

MAIA, S.F. **Modelos de vetores autorregressivos: uma nota introdutória**. Maringá: UEMG, 2001. (Texto para discussão, 60).

MAIA, S.F., SILVA, E.K. As exportações brasileiras de café (1961 a 2001): uma análise usando vetores auto-regressivos (VAR). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 41, 2003, Juiz de Fora. **CD-ROM...** Brasília: SOBER, 2003.

MARIN, S.R., WAQUIL, P.D. **Política cambial brasileira nas décadas de 1980 e 1990: impactos sobre o setor de grãos do Rio Grande do Sul**. Disponível em: <[www.fee.tche.br/sitefee](http://www.fee.tche.br/sitefee)>. Acesso em: 03 jan. 2005.

MIRANDA, S.L.G., BARROS, G.S.C. Proposta metodológica para analisar efeitos de barreiras não-tarifárias sobre exportações - o caso da carne bovina brasileira. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 1, n. 1, p. 47-73, jan./mar. 2003.

REDWOOD III, J. Algumas notas sobre exportação e desenvolvimento regional. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 6, n. 2, p. 431-460, 1976.

REIS, E.J., CASTRO, A.S., CAVALCANTI, M.A.F.H., ROSSI JÚNIOR, J.L., ARAUJO, E.R. **Ajustamento externo e desvalorização cambial: perspectivas para 1999**. Brasília: IPEA, 1999. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2004.

SACHSIDA, A., TEIXEIRA, J.R. **Impactos de desvalorizações cambiais sobre a conta corrente no Brasil**. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2004.

SILVA, D.F. Produção de suínos ajusta à demanda. In: ANUALPEC 2003. **Anuário da pecuária brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria & Agroinformativos, 2003.

SILVA, D.F. As melhores expectativas postas no mercado externo. In: ANUALPEC 2004. **Anuário da pecuária brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria & Agroinformativos, 2004.

SILVA, S.F., BARROS, G.S.C. **O saldo comercial do agronegócio e seus determinantes**. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/zip/saldoagronegocio.pdf>>. Acesso em: 14 jun. 2004.

SILVA NETO, S.P. Expansão da demanda sustenta produção. In: AGRIANUAL 2004. **Anuário da agricultura brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria & Agroinformativos, 2004.

SIMÕES, R., FERREIRA, R.C. Entraves comerciais às exportações de carne bovina. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 21, n. 205, p. 23-29, jul./ago. 2000.

TEJADA, C.A.O., FILHO, L.S.S., COSTA, T.V.M. **O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços das exportações de produtos agropecuários do Rio Grande do Sul**. Disponível em: <[www.ups.thce.br](http://www.ups.thce.br)>. Acesso em: 15 nov. 2004.

TIMOSSI, A.J. Mais mercados para o complexo da soja. In: **AGRIANUAL 2003. Anuário da agricultura brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria & Agroinformativos, 2003.

VIEIRA, W.C. **Ajuste macroeconômico e preço relativo na agricultura-indústria no Brasil: 1982/88**. Piracicaba: ESALQ, 1995. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1995.

## **APÊNDICES**

## APÊNDICE A

Tabela 1A - Teste de Akaike (AIC), Schwartz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ) para determinar o número de defasagens dos modelos

Produtos	Modelos estimados	Lags	AIC	SBC	HQ
Carne bovina	Oferta de exportação brasileira	1	-4.226588*	-3.373479*	-3.920500*
		2	-4.188761	-2.653166	-3.637803
		3	-4.082822	-1.864740	-3.286993
	Demanda de importação mundial	1	-9.289997	-8.436888*	-8.983909*
		2	-9.490957*	-7.955361	-8.939998
		3	-9.486460	-7.268377	-8.690631
	Valor exportado pelo Brasil	1	-4.226578*	-3.373470*	-3.920490*
		2	-4.188755	-2.653160	-3.637797
		3	-4.082820	-1.864738	-3.286991
Carne suína	Oferta de exportação brasileira	1	-0.840352*	0.030414*	-0.533367*
		2	-0.406805	1.160575	0.145770
		3	-0.072599	2.191394	0.725565
		4	-0.018064	2.942542	1.025689
	Demanda de importação mundial	1	-4.239219	-3.722087*	-4.055228
		2	-4.560310	-3.655328	-4.238324*
		3	-4.621071*	-3.328240	-4.161092
		4	-4.540571	-2.859890	-3.942597
	Valor exportado pelo Brasil	1	-0.840352*	0.030414*	-0.533367*
2		-0.406805	1.160575	0.145770	
3		-0.072599	2.191394	0.725565	
4		-0.018064	2.942542	1.025689	

Tabela 1A, Cont.

Produtos	Modelos estimados	Lags	AIC	SBC	HQ
Carne de frango	Oferta de exportação brasileira	1	-6.173996	-5.206230*	-5.895314
		2	-6.561898	-4.819919	-6.060271
		3	-6.302791*	-3.786598	-5.578218*
	Demanda de importação mundial	1	-8.428599*	-7.852671*	-8.257345*
		2	-8.110370	-7.102497	-7.810676
		3	-7.755186	-6.315368	-7.327053
	Valor exportado pelo Brasil	1	-6.173996	-5.206230*	-5.895314
		2	-6.561898*	-4.819919	-6.060271*
		3	-6.302791	-3.786598	-5.578218
Soja em grão	Oferta de exportação brasileira	1	-2.154252*	-1.274519*	-1.847202*
		2	-1.748773	-0.165254	-1.196083
		3	-1.877975	0.409330	-1.079644
		4	-1.878244	1.112847	-0.834273
	Demanda de importação mundial	1	-6.247884*	-5.725424*	-6.063692*
		2	-6.107360	-5.193056	-5.785025
		3	-6.029360	-4.723210	-5.568881
		4	-5.864356	-4.166361	-5.265733
	Valor exportado pelo Brasil	1	-2.325044	-1.454277*	-2.018058*
2		-2.091862	-0.524482	-1.539287	
3		-2.047400	0.216593	-1.249236	
4		-2.416844*	0.543761	-1.373092	
Café	Oferta de exportação brasileira	1	24.65146*	25.52223*	24.95845*
		2	24.83873	26.40611	25.39130
		3	24.92502	27.18902	25.72319
		4	24.96008	27.92068	26.00383
	Demanda de importação mundial	1	-6.060034*	-5.537574*	-5.875842*
		2	-5.946764	-5.032459	-5.624429
		3	-5.980501	-4.674351	-5.520022
		4	-6.042978	-4.344983	-5.444355
	Valor exportado pelo Brasil	1	-2.357413	-1.495525*	-2.050760
2		-2.652371	-1.100974	-2.100396*	
3		-2.896570*	-0.655662	-2.099272	
4		-2.822637	0.107780	-1.780017	

Tabela 1A, Cont.

Produtos	Modelos estimados	Lags	AIC	SBC	HQ
Açúcar	Oferta de exportação brasileira	1	-2.290800	-1.428913*	-1.984147*
		2	-2.177421	-0.626023	-1.625445
		3	-2.095790	0.145118	-1.298492
		4	-2.366818*	0.563600	-1.324198
	Demanda de importação mundial	1	-6.102318	-5.585186*	-5.918326*
		2	-6.178058*	-5.273076	-5.856073
		3	-5.939250	-4.646419	-5.479271
		4	-5.678524	-3.997843	-5.080550
	Valor exportado pelo Brasil	1	1.745969*	2.607856*	2.052622*
		2	1.863376	3.414773	2.415351
		3	2.056425	4.297333	2.853723
		4	2.091285	5.021702	3.133905
Suco de laranja	Oferta de exportação brasileira	1	-2.781381	-1.901648*	-2.474330*
		2	-2.867484*	-1.283965	-2.314794
		3	-2.805560	-0.518255	-2.007229
		4	-2.796925	0.194166	-1.752954
	Demanda de importação mundial	1	-0.458223*	0.064237*	-0.274032*
		2	-0.322655	0.591650	-0.000319
		3	-0.038177	1.267973	0.422302
		4	-0.191612	1.506382	0.407010
	Valor exportado pelo Brasil	1	-2.781381	-1.901648*	-2.474330*
		2	-2.867484*	-1.283965	-2.314794
		3	-2.805560	-0.518255	-2.007229
		4	-2.796925	0.194166	-1.752954

Fonte: Dados do trabalho.

Tabela 2A - Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para detectar presença de autocorrelação nos modelos estimados

Produtos	Modelos estimados	Lags	Estatística LM	Probabilidade
Carne bovina	Oferta de exportação brasileira	1	23.08466	0.1115
		2	17.27095	0.3683
	Demanda de importação mundial	1	16.47402	0.4204
		2	8.484301	0.9331
	Valor exportado pelo Brasil	1	23.08488	0.1115
		2	17.27130	0.3683
Carne suína	Oferta de exportação brasileira	1	10.79318	0.8221
		2	11.04982	0.8064
	Demanda de importação mundial	1	7.956740	0.5385
		2	5.687830	0.7707
		3	7.218803	0.6144
		4	5.707664	0.7688
		5	6.279752	0.7116
	Valor exportado pelo Brasil	1	10.79318	0.8221
		2	11.04982	0.8064
	Carne de frango	Oferta de exportação brasileira	1	19.81241
2			22.03992	0.1419
3			19.06984	0.2651
Demanda de importação mundial		1	3.554867	0.9382
		2	5.370307	0.8009
Valor exportado pelo Brasil		1	13.93025	0.6039
		2	17.98196	0.3250
Oferta de exportação brasileira		1	13.89613	0.6065
		2	16.49819	0.4188
Soja em grão	Demanda de importação mundial	1	13.16708	0.1552
		2	5.663245	0.7731
	Valor exportado pelo Brasil	1	20.21445	0.2107
		2	22.58524	0.1253
	Oferta de exportação brasileira	1	17.15038	0.3759
		2	21.77108	0.1507
Café	Demanda de importação mundial	1	10.69439	0.2972
		2	8.305014	0.5037
	Valor exportado pelo Brasil	1	21.74583	0.1516
		2	12.91603	0.6789

Tabela 2A, Cont.

Produtos	Modelos estimados	Lags	Estatística LM	Probabilidade
Açúcar	Oferta de exportação brasileira	1	17.23381	0.3706
		2	13.80241	0.6134
	Demanda de importação mundial	1	14.52384	0.1049
		2	10.69258	0.2974
	Valor exportado pelo Brasil	1	12.19702	0.7303
		2	13.00976	0.6720
Suco de laranja	Oferta de exportação brasileira	1	10.50205	0.8391
		2	17.44914	0.3571
	Demanda de importação mundial	1	6.845365	0.6532
		2	8.545816	0.4802
	Valor exportado pelo Brasil	1	10.50205	0.8391
		2	17.44914	0.3571

Fonte: Dados do trabalho.

Tabela 3A - Teste Johansen-Juselius para co-integração

Produtos	Modelo estimado		Autovalor máximo ( $I_{\max}$ )	
			Valor observado	Valor crítico (5% de significância)
Carne bovina	Oferta de exportação brasileira	$r = 0$	18.50948	27.07
		$R \leq 1$	13.27895	20.97
		$R \leq 2$	5.120910	14.07
		$R \leq 3$	2.310919	3.76
	Demanda de importação mundial	$R = 0$	14.62853	20.97
		$R \leq 1$	8.183596	14.07
		$R \leq 2$	1.235498	3.76
	Valor exportado pelo Brasil	$R = 0$	20.36882	27.07
		$R \leq 1$	16.08248	20.97
		$R \leq 2$	5.994955	14.07
		$R \leq 3$	2.935366	3.76
Carne suína	Oferta de exportação brasileira	$R = 0$	22.22895	27.07
		$r \leq 1$	7.916618	20.97
		$r \leq 2$	4.902869	14.07
		$r \leq 3$	0.241016	3.76
	Demanda de importação mundial	$r^* = 0$	25.88023	20.97
		$r \leq 1$	11.99314	14.07
		$r^{**} \leq 2$	5.269719	3.76
	Valor exportado pelo Brasil	$R^* = 0$	39.86935	27.07
		$r \leq 1$	10.14917	20.97
		$r \leq 2$	5.032154	14.07
		$r \leq 3$	2.941293	3.76
Oferta de exportação brasileira	$R^* = 0$	95.10575	27.07	
	$r^* \leq 1$	29.36497	20.97	
	$R \leq 2$	6.772416	14.07	
	$R \leq 3$	0.373204	3.76	
Carne de frango	Demanda de importação mundial	$R^{**} = 0$	21.94892	20.97
		$r^* \leq 1$	21.10672	14.07
		$R \leq 2$	1.294733	3.76
	Valor exportado pelo Brasil	$R^* = 0$	95.10575	27.07
		$r^* \leq 1$	29.36497	20.97
		$R \leq 2$	6.772416	14.07
	$R \leq 3$	0.373204	3.76	

Tabela 3A, Cont.

Produtos	Modelo estimado		Autovalor máximo ( $I_{\max}$ )	
			Valor observado	Valor crítico (5% de significância)
Soja em grão	Oferta de exportação brasileira	R = 0	19.20941	27.07
		r <= 1	9.084426	20.97
		r <= 2	4.865300	14.07
		r <= 3	2.615627	3.76
	Demanda de importação mundial	r = 0	10.16888	20.97
		r <= 1	6.067732	14.07
		r <= 2	1.574472	3.76
	Valor exportado pelo Brasil	r = 0	19.20941	27.07
		r <= 1	9.084426	20.97
		r <= 2	4.865300	14.07
		r <= 3	2.615627	3.76
	Café	Oferta de exportação brasileira	R = 0	21.18693
R <= 1			9.274056	20.97
R <= 2			4.981814	14.07
R <= 3			1.775251	3.76
Demanda de importação mundial		R = 0	15.22237	20.97
		R <= 1	7.235006	14.07
		R <= 2	1.986378	3.76
Valor exportado pelo Brasil		r = 0*	31.47284	27.07
		R <= 1	13.57271	20.97
		R <= 2	5.597036	14.07
		R <= 3	1.389530	3.76
Oferta de exportação brasileira		r = 0	23.00554	27.07
	R <= 1	9.920349	20.97	
	R <= 2	4.590081	14.07	
	R** <= 3	3.876046	3.76	
Açúcar	Demanda de importação mundial	R* = 0	28.90701	20.97
		R <= 1	7.033907	14.07
		R <= 2	1.156920	3.76
	Valor exportado pelo Brasil	R* = 0	31.29059	27.07
		R <= 1	18.54588	20.97
		R <= 2	4.435760	14.07
		R <= 3	2.750242	3.76

Tabela 3A, Cont.

Produtos	Modelo estimado		Autovalor máximo ( $I_{\max}$ )	
			Valor observado	Valor crítico (5% de significância)
Suco de laranja	Oferta de exportação brasileira	r = 0	24.57091	27.07
		R <= 1	17.63743	20.97
		R <= 2	8.729171	14.07
		R <= 3	2.702959	3.76
	Demanda de importação mundial	r = 0	18.18835	20.97
		R <= 1	7.788572	14.07
		R <= 2	2.898297	3.76
	Valor exportado pelo Brasil	r = 0	24,57091	27,07
		R <= 1	17,63743	20,97
		R <= 2	8,729171	14,07
		R <= 3	2,702959	3,76

Fonte: Dados do trabalho.

\* Indica presença de um vetor de co-integração, a 1%.

\*\* Indica presença de pelo menos um vetor de co-integração, a 5%.

## APÊNDICE B

### FUNÇÃO DE IMPULSO-RESPOSTA<sup>24</sup>

A equação de um VAR pode ser escrita como um vetor de médias móveis (MA( $\infty$ )), como na equação 1B:

$$Y_t = \mathbf{m} + \mathbf{e}_t + \Psi_1 \mathbf{e}_{t-1} + \Psi_2 \mathbf{e}_{t-2} + \Lambda \quad (1B)$$

tendo a matriz  $\Psi_s$  a seguinte interpretação:

$$\frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \mathbf{e}_t'} = \Psi_s, \quad (2B)$$

em que os elementos da linha  $i$  e da coluna  $j$ , de  $\Psi_s$ , dão a consequência do aumento unitário de uma inovação da  $j$ -ésima variável no tempo  $t$  ( $\mathbf{e}_{jt}$ ) sobre o valor da  $i$ -ésima variável no tempo  $t+s$  ( $Y_{i,t+s}$ ), mantendo tudo mais constante.

A variação em  $\mathbf{e}_t$  do primeiro elemento, por meio de  $\mathbf{d}_1$ , e do segundo elemento, por meio de  $\mathbf{d}_2$ , ..., e do  $n$ -ésimo elemento, por meio de  $\mathbf{d}_n$ , combina os efeitos das variações no valor do vetor  $Y_{t+s}$  e pode ser dada por:

---

<sup>24</sup> Para maiores detalhes, ver HAMILTON (1994).

$$\Delta Y_{t+s} = \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \mathbf{e}_{1t}} \mathbf{d}_1 + \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \mathbf{e}_{2t}} \mathbf{d}_2 + \Lambda + \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \mathbf{e}_{nt}} \mathbf{d}_n = \Psi_s \mathbf{d}, \quad (3B)$$

em que  $\mathbf{d} = (\mathbf{d}_1, \mathbf{d}_2, \Lambda, \mathbf{d}_n)'$ .

Ao plotar graficamente os elementos da linha  $i$  com a coluna  $j$ , de  $\Psi_s$ ,

$$\frac{\partial Y_{i,t+s}}{\partial \mathbf{e}_{jt}} \quad (4B)$$

encontra-se a função de impulso-resposta, que descreve a resposta de  $Y_{i,t+s}$  em um período, a um impulso em  $Y_{jt}$ , mantendo as demais variáveis constantes.